



Dynamic and Nonlinear Analysis of Housing Market Volatility and Construction Firms' Returns Using GARCH Models

Saeed Kianpoor ^{1*} | Reza shamsollai ² | Jafar zarin ³

1. Corresponding Author, Assistant Prof, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran. Email: S_kianpoor@pnu.ac.ir (0009-0001-6814-1200).
2. Ph.D. Student, Economics, Razi University of Kermanshah, Kermanshah, Iran. Email: reza.shamsollahi72@gmail.com (0009-0009-2781-9669).
3. Assistant Professor, Accounting Department, Payame Noor University, Tehran, Iran. Email: j_zarin@pnu.ac.ir (0000-0001-6511-4322)

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article	The aim of this research is to investigate the dynamic and nonlinear dependence between housing market fluctuations and the returns of construction companies on the Tehran Stock Exchange. The data used include construction service returns, land price returns, inflation, exchange rate returns, stock index returns, industrial production returns, and rental returns in the period 1991 to 2023 using T-GARCH, Copula-GARCH, and DCC-GARCH. The results show a strong positive relationship between the return on construction services and the return on land prices (correlation coefficient 0.3272) and rent (0.3714). The T-GARCH model with an R-squared of 0.969 confirmed that past shocks ($\alpha=1.0000$, $p=0.005$) have a significant impact on current fluctuations. The Copula-GARCH model showed nonlinear dependencies with an average correlation coefficient of 0.31. The DCC-GARCH and rolling correlation analysis confirmed dynamic changes in boom (0.928) and recession (0.923) periods. Sensitivity analysis showed that a 50% increase in industrial production return reduces the return on construction services by 88.45%. These findings provide precise tools for managing investment risk and adjusting economic policies in the Iranian housing market, especially in predicting returns and mitigating the effects of economic shocks.
Article history: Received: 2 Jul. 2025	
Received in revised form: 15 Oct. 2025	
Accepted: 30 Sep. 2025	
Keywords: Housing Market, Construction Companies, Dynamic Dependency, Nonlinear Dependency	
JEL: E23,D33	

Cite this article: Kianpoor, Saeed., shamsollai, Reza., & zarin, Jafar. (2024). Dynamic and Nonlinear Analysis of Housing Market Volatility and Construction Firms' Returns Using GARCH Models. *Journal of Economic Modeling Research*, 15 (57), 201-243. DOI: 00000000000000000000



© The Author(s).

Publisher: Kharazmi University

DOI: 00000000000000000000000000000000

Journal of Economic Modeling Research, Vol, 15, No. 57, 2024, pp. 201-243.



تحلیل پویا و غیر خطی نوسانات بازار مسکن و بازده شرکت‌های ساختمانی با

مدل‌های GARCH

سعید کیانپور^{۱*} | رضا شمس‌اللهی^۲ | جعفر زرین^۳

۱. نویسنده مسئول، استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

رایانامه: S_kianpoor@pnu.ac.ir (۰۰۰۹-۰۰۰۱-۶۸۱۴-۱۲۰۰)

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه رازی کرمانشاه، کرمانشاه، ایران.

رایانامه: reza.shamsolah72@gmail.com (۰۰۰۹-۰۰۰۹-۲۷۸۱-۹۶۶۹۱)۳. استادیار گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. رایانامه: j_zarin@pnu.ac.ir (۰۰۰۰-۰۰۰۱-۶۵۱۱-۴۳۲۲)

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله:	هدف این پژوهش به بررسی وابستگی پویا و غیر خطی بین نوسانات بازار مسکن و بازده شرکت‌های ساختمانی در بورس اوراق بهادار تهران است. داده‌های مورد استفاده شامل تغییرات خدمات ساختمانی، بازده قیمت زمین، تورم، بازده نرخ ارز، بازده شاخص بورس، بازده تولید صنعتی و بازده اجاره در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ با استفاده از T-GARCH، Copula-GARCH و DCC-GARCH است. نتایج نشان‌دهنده وابستگی مثبت و قوی بین تغییرات خدمات ساختمانی و بازده قیمت زمین (ضریب همبستگی ۰.۳۲۷۲) و اجاره (۰.۳۷۱۴) است. مدل T-GARCH با R^2 برابر ۰.۹۶۹ تأیید کرد که شوک‌های گذشته $\alpha = 1.0000$ ، $(p=0.005)$ تأثیر معناداری بر نوسانات فعلی دارند. مدل Copula-GARCH وابستگی‌های غیر خطی را با میانگین ضریب همبستگی ۰.۳۱ نشان داد. تحلیل DCC-GARCH و همبستگی رولینگ تغییرات پویا را در دوره‌های رونق (۰.۹۲۸) و رکود (۰.۹۲۳) تأیید کرد. تحلیل حساسیت نشان داد که افزایش ۵۰٪ در بازده تولید صنعتی، تغییرات خدمات ساختمانی را تا ۸۸.۴۵٪ کاهش می‌دهد. این یافته‌ها ابزارهای دقیقی برای مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری و تنظیم سیاست‌های اقتصادی در بازار مسکن ایران فراهم می‌کنند.
تاریخ دریافت:	۱۴۰۴/۰۴/۱۱
تاریخ ویرایش:	۱۴۰۴/۰۷/۲۳
تاریخ پذیرش:	۱۴۰۴/۰۷/۰۸
واژه‌های کلیدی:	بازار مسکن شرکت‌های ساختمانی وابستگی پویا
طبقه‌بندی JEL:	E23, D33

استناد: کبانپور، سعید؛ شمس‌اللهی، رضا؛ و زرین، جعفر (۱۴۰۳). تحلیل پویا و غیرخطی نوسانات بازار مسکن و بازده شرکت‌های ساختمانی با مدل‌های GARCH. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۵ (۵۷)، ۲۰۱-۲۴۳.

DOI: 00000000000000000000



© نویسندگان.

ناشر: دانشگاه خوارزمی.

۱. مقدمه

بازار مسکن یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی در هر کشوری محسوب می‌شود و نقش تعیین‌کننده‌ای در ثبات مالی، رشد اقتصادی و پایداری توسعه شهری دارد. این بازار به‌عنوان یک بخش سرمایه‌بر و وابسته به سیاست‌های کلان اقتصادی، از نوسانات شدید در متغیرهای کلیدی مانند نرخ بهره، تورم، نقدینگی و سیاست‌های مالی تأثیر می‌پذیرد. در این میان، شرکت‌های ساختمانی که در بورس اوراق بهادار فعالیت دارند، ارتباط تنگاتنگی با نوسانات این بازار دارند و از تغییرات آن متأثر می‌شوند. بازده سهام این شرکت‌ها می‌تواند تحت تأثیر مستقیم نوسانات قیمت مسکن، تغییرات در تقاضای مسکن، سیاست‌های اعتباری بانک‌ها و عوامل اقتصاد کلان قرار گیرد (سوجیان‌تو و همکاران^۱، ۲۰۲۴). از این رو، مطالعه ساختار وابستگی بین نوسانات بازار مسکن و بازده شرکت‌های ساختمانی، به‌ویژه از منظر پویایی‌ها و روابط غیرخطی، اهمیت ویژه‌ای دارد.

با توجه به اینکه در سال‌های اخیر بازار مسکن ایران دوره‌های متعددی از رونق و رکود را تجربه کرده است، بررسی تأثیر این نوسانات بر بازده سهام شرکت‌های ساختمانی امری ضروری است. این موضوع نه تنها برای سرمایه‌گذاران و سهامداران، بلکه برای سیاست‌گذاران اقتصادی نیز حائز اهمیت است، زیرا شناخت بهتر این ارتباط می‌تواند در تصمیم‌گیری‌های کلان، تنظیم سیاست‌های اقتصادی و مدیریت ریسک در بازارهای مالی مؤثر باشد. بررسی‌های آماری نشان می‌دهد که بازار مسکن ایران طی دهه اخیر نوسانات چشمگیری را تجربه کرده است. برای نمونه، در دوره ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲، نرخ رشد قیمت مسکن در برخی سال‌ها به بیش از ۱۰۰ درصد رسیده است، در حالی که در برخی دوره‌ها رکود شدید در معاملات باعث کاهش بازدهی این بازار شده است. در این میان، بازار سهام نیز نوسانات قابل توجهی را تجربه کرده است. شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران که شامل شرکت‌های ساختمانی نیز می‌شود، همواره تحت تأثیر نوسانات بازار

^۱. Sugianto

مسکن قرار گرفته است. به‌عنوان نمونه، در سال ۱۳۹۹ که قیمت مسکن به‌شدت افزایش یافت، بازده شرکت‌های ساختمانی در بورس نیز رشد محسوسی را تجربه کرد. از سوی دیگر، در دوره‌های رکود مسکن، بسیاری از این شرکت‌ها با کاهش ارزش سهام مواجه شده‌اند. این آمارها نشان می‌دهد که ارتباط معناداری میان این دو بازار وجود دارد که نیاز به تحلیل دقیق‌تری دارد (نیک‌پی‌پسیان و همکاران^۱، ۲۰۲۴).

مطالعات گذشته عمدتاً به بررسی روابط خطی میان متغیرهای اقتصادی مانند نرخ ارز، تورم و رشد اقتصادی بر تقاضای مسکن پرداختند. و کمتر به تحلیل وابستگی‌های پویا و غیرخطی توجه شده است. بسیاری از پژوهش‌های پیشین از مدل‌های سنتی مانند گارچ برای تحلیل نوسانات استفاده کرده‌اند، اما این مدل‌ها قادر به بررسی وابستگی‌های غیرخطی و متغیر در طول زمان نیستند. مدل‌های پیشرفته‌تر مانند T-GARCH، Copula-GARCH و DCC-GARCH می‌توانند رویکرد دقیق‌تری برای بررسی این وابستگی‌ها ارائه دهند، اما تاکنون مطالعات محدودی در این زمینه انجام شده است.

یکی از مهم‌ترین شکاف‌های پژوهشی در این حوزه، عدم توجه کافی به پویایی‌های وابستگی میان بازار مسکن و بازده شرکت‌های ساختمانی در طول زمان است. بسیاری از مطالعات گذشته تنها به بررسی همبستگی ایستا پرداخته‌اند و نتوانسته‌اند تغییرات این رابطه را در شرایط مختلف اقتصادی تحلیل کنند. همچنین، استفاده از مدل‌های ترکیبی که بتوانند وابستگی غیرخطی و پویا را به‌طور هم‌زمان تحلیل کنند، در پژوهش‌های پیشین کمتر مورد توجه قرار گرفته است. از این‌رو، این پژوهش با بهره‌گیری از مدل‌های پیشرفته گارچ، به‌ویژه مدل‌های T-GARCH، Copula-GARCH و DCC-GARCH، به دنبال پر کردن این خلأ علمی است. با توجه به اهمیت بالای بازار مسکن و تأثیر آن بر عملکرد شرکت‌های ساختمانی، انجام این پژوهش ضروری به نظر

^۱ Nikpey Pesyan

می‌رسد. بنابراین هدف اصلی این پژوهش، تحلیل وابستگی پویا و غیرخطی بین نوسانات بازار مسکن و بازده شرکت‌های ساختمانی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های ترکیبی پیشرفته T-GARCH، Copula-GARCH و DCC-GARCH طی دوره ۱۴۰۲-۱۳۷۰ می‌باشد. سازماندهی مقاله اینگونه است: در بخش دوم مبانی نظری ارائه سپس در بخش سوم به مروری بر مطالعات تجربی پرداخته می‌شود. بخش چهارم به توصیف متغیرها و روش‌شناسی می‌پردازد. بخش پنجم نتایج برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها ارائه می‌شود. بخش پایانی به بحث، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

شرکت‌های ساختمانی که مستقیماً با بخش مسکن در ارتباط هستند، به‌طور ویژه‌ای از تغییرات بازار مسکن متأثر می‌شوند. بررسی دقیق و علمی این ارتباط می‌تواند به درک بهتر پویایی‌های موجود کمک کرده و راهکارهای مناسبی برای مدیریت ریسک و تصمیم‌گیری در اختیار سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران قرار دهد. تحلیل نوسانات بازار مالی همواره یکی از موضوعات کلیدی در مطالعات مالی و اقتصادی بوده است. نوسانات قیمت دارایی‌ها می‌تواند ناشی از عوامل متعددی همچون تغییرات اطلاعاتی، چرخه‌های اقتصادی، بحران‌های مالی و واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار باشد. در این راستا، نظریه‌های مختلفی برای توضیح نوسانات بازار مالی ارائه شده است. از جمله این نظریه‌ها می‌توان به فرضیه بازار کارا، نظریه چرخه‌های تجاری و نوسانات دارایی‌ها، و نظریه تلاطم‌های مالی و همبستگی وابسته به بحران اشاره کرد. در ادامه، این نظریه‌ها به تفصیل مورد بررسی قرار می‌گیرند.

الف) نظریه فرضیه بازار کارا فاما^۱ (۱۹۷۰)

فرضیه بازار کارا نخستین بار توسط فاما (۱۹۷۰) معرفی شد، بیان می‌کند که قیمت دارایی‌ها تمامی اطلاعات موجود را منعکس می‌کنند و هیچ سرمایه‌گذاری نمی‌تواند به‌طور مداوم بازدهی بالاتر از میانگین بازار کسب کند، مگر از طریق پذیرش ریسک بالاتر انجام‌پذیر باشد. این نظریه به سه شکل ضعیف، نیمه‌قوی و قوی بیان شده است: شکل ضعیف: قیمت دارایی‌ها تمام اطلاعات گذشته را منعکس می‌کند، بنابراین تحلیل تکنیکال نمی‌تواند مزیتی در پیش‌بینی بازار ایجاد کند. شکل نیمه‌قوی: قیمت دارایی‌ها علاوه بر اطلاعات گذشته، تمام اطلاعات عمومی در دسترس را نیز منعکس می‌کند. شکل قوی: تمامی اطلاعات، حتی اطلاعات خصوصی، در قیمت‌ها لحاظ شده است و هیچ سرمایه‌گذاری نمی‌تواند از اطلاعات داخلی بهره‌مند شود. با این حال، تحقیقات اخیر نشان داده‌اند که فرضیه بازار کارا به‌ویژه در شرایط نوسانات شدید بازار و وقوع بحران‌های مالی، ممکن است نتواند به‌طور کامل رفتار بازار را توضیح دهد. مطالعاتی همچون لو و مک‌کینلی^۲ (۱۹۹۹) پیشنهاد کرده‌اند که وابستگی‌های پویا و غیرخطی در بازارهای مالی وجود دارد که با مدل‌های سنتی قابل تبیین نیستند. این امر اهمیت مدل‌های نوسان شرطی مانند GARCH و DCC-GARCH را برجسته می‌کند (لین^۳، ۲۰۲۳).

ب) نظریه چرخه‌های تجاری و نوسانات دارایی‌ها - کیندلبرگر^۴ (۱۹۷۸)

نظریه چرخه‌های تجاری و نوسانات دارایی‌ها که توسط کیندلبرگر (۱۹۷۸) مطرح شد، بیان می‌کند که نوسانات بازارهای مالی تحت تأثیر چرخه‌های اقتصادی قرار دارند. بر این اساس، بازارها در دوره‌های مختلف رونق و رکود به صورت متفاوت عمل می‌کنند: در دوره‌های رونق: افزایش رشد اقتصادی، بهبود سودآوری شرکت‌ها و کاهش نرخ بهره منجر به افزایش تقاضا برای

^۱. Phama

^۲. Lo & Makkinli

^۳. Lin

^۴. Kindberger

دارایی‌های مالی و در نتیجه افزایش قیمت آن‌ها می‌شود. همبستگی بین بازارهای مالی معمولاً در این شرایط افزایش می‌یابد.

در دوره‌های رکود: کاهش تولید اقتصادی، افزایش نرخ بیکاری و ناپایداری سیاسی می‌تواند منجر به کاهش ارزش دارایی‌ها و افزایش نوسانات شود. در این شرایط، سرمایه‌گذاران ممکن است دارایی‌های پرریسک را به فروش برسانند و به سمت دارایی‌های امن مانند طلا و اوراق قرضه حرکت کنند (کیندلبرگر، ۱۹۷۸). مطالعاتی همچون برنان و شوارتز^۱ (۱۹۸۵) و هابارد و کاش^۲ (۱۹۹۰) نشان داده‌اند که تغییرات در سیاست‌های پولی و مالی نیز نقش مهمی در تقویت یا تضعیف چرخه‌های تجاری دارند. مدل‌های پویا مانند DCC-GARCH امکان تحلیل دقیق وابستگی‌های بازار در دوره‌های مختلف اقتصادی را فراهم می‌آورند و نشان می‌دهند که چگونه روابط بین دارایی‌ها در زمان‌های مختلف تغییر می‌کند (رویانتو^۳، ۲۰۱۸).

ج) نظریه تلاطم‌های مالی و همبستگی وابسته به بحران - فوربس و ریگوبون^۴ (۲۰۰۲):

بر اساس این نظریه، همبستگی بین دارایی‌های مختلف در شرایط بحران‌های مالی افزایش می‌یابد. این امر به دلیل سرایت بحران از یک بازار به بازارهای دیگر رخ می‌دهد که به آن پدیده سرایت مالی گفته می‌شود. این نظریه سه مکانیسم اصلی را برای توضیح افزایش همبستگی در دوره‌های بحران ارائه می‌دهد:

انتقال از طریق شوک‌های اطلاعاتی: در دوره‌های بحران، انتشار اخبار منفی می‌تواند موجب کاهش همزمان قیمت دارایی‌ها در بازارهای مختلف شود. انتقال از طریق محدودیت‌های نقدینگی: سرمایه‌گذاران برای تأمین نقدینگی خود ممکن است دارایی‌های خود را در بازارهای مختلف به فروش برسانند که موجب افزایش وابستگی بین بازارها می‌شود. انتقال از طریق رفتار سرمایه‌گذاران:

^۱. Bernan & Showartz

^۲. Habard & Cash

^۳. Riyanto

^۴. Forbes & Rigobon

در شرایط بحران، ترس و عدم اطمینان باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران تصمیمات مشابهی اتخاذ کنند و دارایی‌های خود را به‌طور همزمان بفروشند (مانرا و همکاران^۱، ۲۰۰۶). تحقیقات نشان داده‌اند که مدل‌های سنتی همبستگی قادر به شناسایی تغییرات ساختاری در وابستگی‌های بازار نیستند. به همین دلیل، مدل‌های Copula-GARCH و DCC-GARCH به عنوان ابزارهای مدرن برای تحلیل وابستگی‌های پویا و غیرخطی در بازارهای مالی پیشنهاد شده‌اند. این مدل‌ها قادرند تغییرات در وابستگی بین دارایی‌ها را در دوره‌های مختلف بحران و رونق بررسی کنند.

نظریه‌های مرتبط با نوسانات بازار مالی، چارچوبی نظری برای درک رفتار بازارها در شرایط مختلف اقتصادی ارائه می‌دهند. فرضیه بازار کارا نشان می‌دهد که اطلاعات به‌طور کامل در قیمت‌ها منعکس می‌شود، اما مطالعات اخیر بر وجود وابستگی‌های پویا و غیرخطی در بازارهای مالی تأکید دارند. نظریه چرخه‌های تجاری و نوسانات دارایی‌ها نشان می‌دهد که نوسانات مالی به شدت تحت تأثیر شرایط کلان اقتصادی قرار دارند. در نهایت، نظریه تلاطم‌های مالی و همبستگی وابسته به بحران بر افزایش همبستگی دارایی‌ها در دوره‌های بحران تأکید دارد. این مباحث، اهمیت استفاده از مدل‌های پویا مانند T-GARCH، Copula-GARCH و DCC-GARCH را برای بررسی وابستگی‌های مالی برجسته می‌کنند.

جمع‌بندی مبانی نظری و ارتباط با روش‌شناسی: مبانی نظری این پژوهش بر سه محور اصلی استوار است: (۱) تأثیر عوامل کلان اقتصادی (مانند تورم و نرخ ارز) بر بازار مسکن و عملکرد شرکت‌های ساختمانی، که در مطالعات نیک‌پی‌پسیان و همکاران (۲۰۲۴) و بیسون‌دیل و تسیاراس^۲ (۲۰۲۱) تأیید شده است؛ (۲) وجود وابستگی‌های غیرخطی و پویا بین متغیرهای مالی بازار مسکن،

^۱. Manra et al.

^۲. Bisondale & Tsiaras

که در سوجیان‌تو و همکاران^۱ (۲۰۲۴) به‌عنوان ویژگی کلیدی سری‌های زمانی مالی شناسایی شده است؛ ۳) تأثیر چرخه‌های اقتصادی (رونق و رکود) بر شدت وابستگی‌ها، که در مطالعات نظری مرتبط با تلاطم‌های مالی برجسته شده است. این مبانی نظری روش‌شناسی پژوهش را هدایت کرده‌اند. برای تحلیل نوسانات شدید تغییرات خدمات ساختمانی و اثرات اهرمی ناشی از شوک‌های منفی (مانند کاهش قیمت زمین)، مدل T-GARCH انتخاب شد، زیرا این مدل توزیع سنگین‌دُم و اثرات نامتقارن را مدل‌سازی می‌کند (لین^۲، ۲۰۲۳). برای بررسی وابستگی‌های غیرخطی بین تغییرات خدمات ساختمانی و متغیرهایی مانند بازده قیمت زمین (ضریب همبستگی ۰.۳۲۷۲) و اجاره (۰.۳۷۱۴، جدول ۵)، مدل Copula-GARCH استفاده شد، زیرا توابع کوپولا امکان تحلیل همبستگی‌های نامتقارن را فراهم می‌کنند. برای ثبت تغییرات زمانی همبستگی‌ها در دوره‌های رونق (۰.۹۲۸) و رکود (۰.۹۲۳، جدول ۶ و ۷)، مدل DCC-GARCH به‌کار رفت، که ماتریس همبستگی پویا را مدل‌سازی می‌کند (سوجیان‌تو و همکاران، ۲۰۲۴). این مدل‌ها به‌صورت ترکیبی استفاده شدند تا جنبه‌های مختلف نظریه‌های مطرح‌شده (نوسانات، وابستگی‌های غیرخطی، و پویایی چرخه‌ای) را پوشش دهند، و تحلیل‌های تجربی (بخش ۵) با داده‌های بازار مسکن ایران (۱۳۷۰-۱۴۰۲) این ارتباط را تأیید می‌کنند.

۳. پیشینه تحقیق

در مطالعات داخلی تاکنون تأثیر غیرخطی نوسانات بازار مسکن و بازده شرکت‌های ساختمانی مورد بررسی قرار نگرفته است. بیشتر مطالعات تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان بر قیمت مسکن را بررسی کرده‌اند. که در این بخش خلاصه‌ای از این مطالعات ارائه می‌شود. ناجی میدانی و همکاران (۱۳۸۹) تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان بر قیمت مسکن در ایران طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۹ با استفاده از الگوی

^۱. Sujianto et al.

^۲. Line

تصحیح خطای برداری مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که متغیرهای تولیدناخالص داخلی، نرخ ارز، حجم پول و شاخص قیمت مصرف کننده باعث افزایش قیمت مسکن شده‌اند. قادری و ایزدی (۱۳۹۵) با استفاده از الگوی حداقل مربعات معمولی برای دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۰ نشان دادند که در اقتصاد ایران متغیرهای نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره بها، درآمد سرانه، تسهیلات پرداختی به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری، قیمت مصالح ساختمانی بر قیمت مسکن تاثیر مثبت داشتند.

محمودی و همکاران (۱۳۹۸) تاثیر مثبت شوک تقاضای مسکن بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۴ با استفاده از کالیبراسیون و رویکرد بیزین مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که شوک تقاضای مسکن تاثیر مثبت بر قیمت حقیقی مسکن، سرمایه گذاری در بخش مسکن، مصرف حقیقی و تولید ناخالص داخلی داشته است.

نعمتی و تیموری (۱۴۰۰) با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی به این نتیجه دست یافتند که نرخ دلار غیررسمی، نرخ تورم و نقدینگی برای دوره ۱۳۹۸-۱۳۷۸ تاثیر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن داشتند.

اسماعیل پور و همکاران (۱۴۰۳) تاثیر شوک های اقتصاد کلان بر بازار مسکن طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۷۰ با استفاده از الگوی خود توضیح برداری عامل تعمیم یافته مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که شوک متغیرهای تورم، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، حجم پول و درآمدهای نفتی تاثیر مثبت بر قیمت مسکن داشتند.

آنتوناکاکیس و همکاران^۱ (۲۰۱۵) روابط پویا بین بازده بازار مسکن و عدم قطعیت سیاست اقتصادی را بررسی کرده‌اند. آن‌ها نشان دادند که همبستگی‌های بین این دو عامل متغیر از زمان

¹. Antonakakis

هستند و تحت تأثیر مبانی اقتصادی و رکود اقتصادی ایالات متحده قرار دارند، اما وابستگی غیرخطی با بازده شرکت‌های ساختمانی را به طور خاص تحلیل نکردند.

کیمو جانگک^۱ (۲۰۱۶) به تحلیل روابط علی در بازار مسکن، به‌ویژه بین فروش مسکن و بازارهای جئون در استان‌های مختلف کره جنوبی پرداخته‌اند. آن‌ها به تأثیرات قیمت مسکن در گانگنام بر قیمت‌های مسکن مناطق اطراف اشاره کرده‌اند.

ارنست و صالبه^۲ (۲۰۱۸) منتشر کردند، تأثیر قیمت مسکن بر پویایی بیکاری و روابط کلان اقتصادی را بررسی کرده‌اند. آن‌ها نشان داده‌اند که شوک‌های مسکن اثرات منفی طولانی‌مدت بر اشتغال دارند و رونق مسکن می‌تواند محرک کوتاه‌مدت برای رشد و اشتغال باشد. این مقاله به‌طور خاص وابستگی پویا و غیرخطی بین نوسانات بازار مسکن و بازده شرکت‌های ساختمانی را تجزیه و تحلیل نکرده است.

لین و همکاران^۳ (۲۰۱۸) به بررسی روابط بین قیمت خانه، بازده سهام و عدم اطمینان سیاست اقتصادی در چین از سال ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۶ پرداختند. این تحقیق نشان می‌دهد که افزایش عدم اطمینان سیاست اقتصادی باعث کاهش قیمت خانه و قیمت سهام می‌شود و همچنین تعاملات کمی میان قیمت خانه و قیمت سهام مشاهده شده است.

فوریس و همکاران^۴ (۲۰۱۸) در مقاله‌ای به تحلیل چندمتغیره وضعیت بازار توسعه املاک در کشورهای منتخب اتحادیه اروپا پرداخته‌اند. این مطالعه به بررسی عملکرد توسعه‌دهندگان املاک در بازار مسکن پرداخته و نشان می‌دهد که با وجود رکود اقتصادی، برخی از توسعه‌دهندگان املاک در بازار سهام عملکرد خوبی داشته‌اند. این تحقیق همچنین به این نکته اشاره دارد که رکود اقتصادی تأثیر منفی بر تمامی بازارهای اروپا نداشته و در برخی موارد شاهد مقاوم‌بودن بازارها در

^۱. Kim

^۲. Ernst

^۳. Lin

^۴. Forys

برابر بحران‌ها بوده‌ایم. این یافته‌ها می‌توانند به تحلیل‌گران و سیاست‌گذاران در کشورهای مختلف کمک کنند تا تصمیمات بهتری در زمینه توسعه بازار مسکن و پشتیبانی از توسعه‌دهندگان اتخاذ کنند.

سو و کیم^۱ (۲۰۱۸) رابطه بین چرخه‌های تجاری مسکن و ساخت و ساز، نرخ بهره و متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. این تحقیق به بررسی تعامل بین این چرخه‌ها می‌پردازد و نشان می‌دهد که میانگین طول چرخه‌های کسب و کار در بخش مسکن و ساخت و ساز به ترتیب ۵-۶ سال و ۶-۷ سال است. همچنین، نتایج نشان می‌دهند که نرخ بهره تأثیر منفی بر تمامی متغیرهای تحلیل شده دارد.

تاغی‌زاده‌حسری و همکاران^۲ (۲۰۲۰) در تحقیق خود به بررسی وابستگی‌های غیرخطی میان بازار مسکن و انرژی پرداخته‌اند. این مطالعه به‌ویژه تأثیر کالاهای انرژی بر بازده مسکن را بررسی کرده و نشان می‌دهد که بازده مسکن در سطح توزیع به بازده نفت وابسته است. همچنین، تفاوت‌های منطقه‌ای در روابط میان انرژی و بازده مسکن مشهود است. با این حال، این تحقیق پویایی‌های خاص شرکت‌های ساختمانی را تجزیه و تحلیل نکرده است. نتایج این تحقیق می‌تواند به‌ویژه برای سیاست‌گذاران و فعالان بازار مسکن مفید باشد که به دنبال درک روابط پیچیده بین بازار انرژی و مسکن هستند و می‌خواهند تصمیمات بهینه‌ای در خصوص سرمایه‌گذاری‌های مسکونی اتخاذ کنند.

بیساندیال و سیاراس^۳ (۲۰۲۱) به بررسی پیوندهای غیرخطی بین بازار مسکن و بازار سهام انگلستان پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از کوپولا، وابستگی زمانی بین این دو بازار را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده و تغییرات قابل توجهی در وابستگی‌ها در طول زمان مشاهده کردند. نتایج این

^۱. Suh

^۲. Taghizadeh

^۳. Bissoondeel

تحقیق نشان می‌دهد که وابستگی به دم چپ نشان‌دهنده احتمال بالاتر وقوع تصادفات در کنار هم است. این یافته‌ها می‌تواند تجزیه و تحلیل وابستگی‌های بازار مسکن و بازده شرکت‌های ساختمانی را تحت تأثیر قرار دهد.

پاندی و ماری جسیکا^۱ (۲۰۲۱) به بررسی تکامل بازار مسکن در هند تحت چارچوب فرضیه بازار تطبیقی و فرضیه اختلاف مارتنگال پرداختند. این تحقیق بر کارایی در حال تکامل بازار مسکن هند تمرکز دارد و نشان می‌دهد که بازار مسکن هند به طور کلی کارآمد نیست و کارایی آن با گذشت زمان تغییر می‌کند. یافته‌ها همچنین بر این نکته تأکید دارند که فرضیه بازار تطبیقی می‌تواند تأثیر مهمی بر تکامل کارایی بازار مسکن داشته باشد.

بالونی و جاد نوری^۲ (۲۰۲۳) رابطه غیرخطی بین قیمت مسکن و بازده بازار سهام در ایران را بررسی کرده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در کوانتیل‌های پایین، بازده بازار سهام اثرات منفی یا صفر دارد، در حالی که در کوانتیل‌های بالاتر، بازده بازار سهام اثرات مثبت بر بازار مسکن دارد. این نتایج نشان‌دهنده وابستگی پویا در شرایط مختلف بازار است.

ساجاکا و همکاران^۳ (۲۰۲۴) به بررسی پویایی بازار ساخت‌وساز مسکن در لهستان با استفاده از شبکه عصبی NARX پرداخته‌اند. این مطالعه به ویژه الگوهای متمایزی را بین توسعه‌دهندگان و سرمایه‌گذاران فردی شناسایی کرده است، اما به طور خاص وابستگی بین نوسانات بازار مسکن و بازده شرکت‌های ساختمانی را مورد بررسی قرار نداده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که مدل‌های NARX در تحلیل بازار مسکن کارایی بالایی دارند و می‌توانند روندهای بازار را با دقت بالایی پیش‌بینی کنند. همچنین، الگوهای متفاوتی بین توسعه‌دهندگان و سرمایه‌گذاران فردی مشاهده شده است که نقش مهمی در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری و سیاست‌گذاری مسکن

^۱. Pandey

^۲. Balounejad

^۳. Suchacka

دارد. یافته‌های این مطالعه می‌تواند مبنایی برای استفاده از مدل‌های هوش مصنوعی در تحلیل‌های بازار املاک در سایر کشورها باشد.

۴. مدل تحقیق و روش برآورد

در این پژوهش، متغیرهای مورد بررسی شامل تغییرات خدمات ساختمانی و مجموعه‌ای از متغیرهای مرتبط با بازار مسکن و اقتصاد کلان است که در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ جمع‌آوری شده‌اند. این متغیرها به منظور تحلیل وابستگی‌های پویا و غیرخطی و بررسی تأثیر چرخه‌های اقتصادی بر روابط بین آن‌ها انتخاب شده‌اند. متغیرهای اصلی شامل موارد زیر هستند:

تغییرات خدمات ساختمانی: این متغیر به عنوان متغیر وابسته اصلی در نظر گرفته شده و نشان‌دهنده درصد تغییرات سالانه در بازده خدمات مرتبط با بخش ساخت‌وساز است. (درصد تغییرات سالانه شاخص شرکت‌های ساختمانی در بورس تهران محاسبه شده با فرمول $\ln(P_t/P_{t-1}) \times 100$ که P_t شاخص سال جاری و P_{t-1} شاخص سال قبل است.

بازده قیمت زمین: این متغیر درصد تغییرات سالانه قیمت زمین را نشان می‌دهد و به عنوان یکی از عوامل کلیدی تأثیرگذار بر خدمات ساختمانی بررسی می‌شود.

تورم: نرخ تورم سالانه، به عنوان یک متغیر اقتصاد کلان، که به صورت نرخ خام (نه بازده درصدی) در مدل‌ها استفاده شده است.

بازده نرخ ارز: درصد تغییرات سالانه نرخ اسمی دلار به ریال، که نشان‌دهنده تأثیر نوسانات بازار ارز بر بخش مسکن است.

بازده شاخص بورس: درصد تغییرات سالانه شاخص بازار سهام، که به عنوان معیاری از عملکرد بازار مالی در نظر گرفته شده است.

بازده تولید صنعتی: درصد تغییرات سالانه تولید صنعتی، که نشان‌دهنده وضعیت چرخه‌های اقتصادی (رونق یا رکود) است.

بازده اجاره: درصد تغییرات سالانه در اجاره‌بهای مسکن، که به‌عنوان یکی از عوامل مرتبط با بازار مسکن بررسی می‌شود.

برای تحلیل وابستگی‌های پویا و غیرخطی، سه مدل اقتصادسنجی پیشرفته استفاده شده است:

مدل T-GARCH

مدل T-GARCH برای مدل‌سازی نوسانات شرطی تغییرات خدمات ساختمانی استفاده شده است. این مدل به دلیل توانایی در ثبت اثرات اهرمی و توزیع سنگین‌دُم مناسب است. این ویژگی‌ها برای داده‌های مالی غیرنرمال مناسب هستند. ساختار مدل شامل دو معادله است: معادله میانگین:

$$R_t = \mu + \phi R_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim t(v) \quad (1)$$

که در آن R_t تغییرات خدمات ساختمانی، μ ثابت، ϕ ضریب خودرگرسیون، و ϵ_t خطا با توزیع Student-t با درجات آزادی v است.

معادله واریانس:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \gamma \epsilon_{t-1}^2 I(\epsilon_{t-1} < 0) + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

که در آن ω ثابت، α اثر شوک‌های گذشته، γ اثر اهرمی و β تداوم نوسانات است.

مدل Copula-GARCH

این مدل برای تحلیل وابستگی‌های غیرخطی بین تغییرات خدمات ساختمانی و متغیرهای مستقل استفاده شده است. این مدل با ترکیب توزیع‌های حاشیه‌ای GARCH و تابع کوپولا (با توزیع Student) امکان مدل‌سازی همبستگی‌های غیرخطی را فراهم می‌کند. مراحل برآورد شامل: برآورد مدل GARCH برای هر متغیر به‌صورت جداگانه، استخراج توزیع‌های حاشیه‌ای استاندارد شده، برآورد تابع کوپولا برای مدل‌سازی وابستگی‌ها می‌باشد.

مدل DCC-GARCH

این مدل برای بررسی همبستگی‌های پویا بین تغییرات خدمات ساختمانی و بازده قیمت زمین استفاده شده است. این مدل امکان مدل‌سازی همبستگی‌های متغیر با زمان را فراهم می‌کند. ساختار مدل به صورت رابطه (۳) است:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3)$$

که در آن H_t ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی، D_t ماتریس قطری واریانس‌های شرطی، و R_t ماتریس همبستگی پویا است.

به دلیل محدودیت‌های داده‌ای، از روش تقریب همبستگی رولینگ به عنوان جایگزین DCC-GARCH نیز استفاده شده است تا انعطاف‌پذیری بیشتری در تحلیل فراهم شود.

توجه انتخاب مدل‌ها و فرضیات آماری: برای تحلیل وابستگی‌های پویا و غیرخطی بین تغییرات خدمات ساختمانی و متغیرهای بازار مسکن، مدل‌های T-GARCH، Copula-GARCH و DCC-GARCH انتخاب شدند، زیرا این مدل‌ها توانایی مدل‌سازی نوسانات شرطی، اثرات اهرمی و همبستگی‌های متغیر با زمان را دارند که در مدل‌های سنتی مانند GARCH ساده یا رگرسیون‌های خطی قابل بررسی نیستند (بیسوندیال^۱، ۲۰۲۱). مدل T-GARCH به دلیل توانایی در ثبت توزیع سنگین‌دُم بازده‌های مالی و اثرات اهرمی ناشی از شوک‌های منفی (مانند کاهش قیمت مسکن) انتخاب شد. فرض آماری این مدل مبتنی بر توزیع t-Student برای باقیمانده‌ها با درجات آزادی (v) است که با ویژگی‌های غیرنرمال داده‌های بازار مسکن ایران سازگار است (لین، ۲۰۲۳). مدل Copula-GARCH برای مدل‌سازی وابستگی‌های غیرخطی بین تغییرات خدمات ساختمانی و متغیرهایی مانند بازده قیمت زمین و اجاره انتخاب شد، زیرا توابع کوپولا (با توزیع t-Student) امکان تحلیل همبستگی‌های نامتقارن را فراهم می‌کنند. فرض آماری این مدل، وجود وابستگی‌های

¹. Bissoondeal

غیرخطی و توزیع‌های حاشیه‌ای استاندارد شده مبتنی بر GARCH است. مدل DCC-GARCH برای بررسی همبستگی‌های پویا بین تغییرات خدمات ساختمانی و قیمت زمین به کار رفت، زیرا این مدل تغییرات همبستگی‌ها را در دوره‌های رونق و رکود (مانند سال‌های ۱۳۹۷-۱۴۰۲) به خوبی ثبت می‌کند (سوجیان‌تو^۱، ۲۰۲۴). فرض آماری DCC-GARCH مبتنی بر ماتریس همبستگی پویا و واریانس‌های شرطی است که برای سری‌های زمانی مالی با نوسانات متغیر مناسب است. این مدل‌ها به دلیل انعطاف‌پذیری در تحلیل داده‌های بازار مسکن ایران، که با نوسانات شدید (انحراف معیار ۱۵۴.۱۴۵۲ برای تغییرات خدمات ساختمانی) و وابستگی‌های متغیر با زمان مشخص می‌شود، انتخاب شدند. همچنین، به دلیل محدودیت‌های داده‌ای، تقریب همبستگی رولینگ به عنوان مکمل DCC-GARCH استفاده شد تا انعطاف‌پذیری تحلیل افزایش یابد. این مدل‌ها به صورت ترکیبی استفاده شدند تا جنبه‌های مختلف وابستگی‌ها را پوشش دهند که T-GARCH برای مدل‌سازی نوسانات و اثرات اهرمی تغییرات خدمات ساختمانی، Copula-GARCH برای تحلیل وابستگی‌های غیرخطی با سایر متغیرها (مانند همبستگی ۰.۳۷۱۴ با اجاره)، و DCC-GARCH برای بررسی تغییرات زمانی همبستگی‌ها (۰.۴ تا ۱.۰ در همبستگی رولینگ). مقایسه این مدل‌ها در بخش ۵ بر اساس معیارهای آماری (مانند $R\text{-squared}=0.969$ برای T-GARCH، log-likelihood برای Copula-GARCH، و همبستگی‌های رولینگ برای DCC-GARCH) و توانایی توضیح چرخه‌های بازار مسکن انجام شده است. محدودیت داده‌های سالانه (۳۳ مشاهده) مانع محاسبه AIC/BIC برای Copula-GARCH و DCC-GARCH شد، اما تحلیل کیفی و بصری (نمودارهای ۲ و ۴) مکمل مقایسه‌ها بود.

¹. Sugianto

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

۵-۱. آمار توصیفی

در این بخش، آمار توصیفی متغیرهای پژوهش شامل تغییرات خدمات ساختمانی، بازده قیمت زمین، تورم، بازده نرخ ارز، بازده شاخص بورس، بازده تولید صنعتی و بازده اجاره ارائه شده است. داده‌های این پژوهش در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ (۱۹۹۱ تا ۲۰۲۳) شامل تغییرات خدمات ساختمانی (درصد تغییرات سالانه شاخص شرکت‌های ساختمانی، منبع: سازمان بورس و اوراق بهادار تهران)، بازده قیمت زمین (درصد تغییرات سالانه میانگین قیمت زمین، منبع: بانک مرکزی ایران)، تورم (نرخ خام سالانه شاخص قیمت مصرف‌کننده، منبع: بانک مرکزی ایران)، بازده نرخ ارز (درصد تغییرات سالانه نرخ دلار به ریال، منبع: بانک مرکزی ایران)، بازده شاخص بورس (درصد تغییرات سالانه شاخص کل بورس تهران، منبع: سازمان بورس)، بازده تولید صنعتی (درصد تغییرات سالانه شاخص تولید صنعتی، منبع: مرکز آمار ایران) و بازده اجاره (درصد تغییرات سالانه اجاره‌بهای مسکن، منبع: بانک مرکزی ایران) هستند.

جدول ۱. توصیف داده‌ها از نظر آماری

متغیر	تعداد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
تغییرات ساختمانی	۳۳	۸۴/۸۴۷۰	۱۵۴/۱۴۵۲	۱۰۰۰۰	۶۱۰/۸۰۰۰
بازده قیمت زمین	۳۳	۱۲۸۹۳۱/۷۸۳۷	۲۸۴۳۲۱/۵۸۰۲	۴۰۳/۵۰۰۰	۱۲۶۴۸۴۰/۰۰۰
نرخ تورم	۳۳	۱۲۶/۰۸۷۶	۲۶۲/۹۳۸۶	۱/۳۰۰۰	۱۲۱۰/۵۰۰۰
بازده نرخ ارز	۳۳	۱۰۹۹۰۱/۸۱۴۸	۳۸۳۲۸۷۱۴/۴۹۳۴	۱۴۲۰/۱۵۴۶	۲۱۹۵۰۹۲/۰۰۰
بازده شاخص بورس	۳۳	۲۴۵۴۷۳/۹۳۶۱	۵۷۵۰۸۴/۷۸۱۰	۴۰۳/۵۰۰۰	۲۱۹۵۰۹۲/۳۰۰۰
بازده تولیدات صنعتی	۳۳	۶۴/۶۳۰۳	۳۹/۴۵۰۳	۱۳/۶۰۰۰	۱۳۵/۷۰۰۰
بازده اجاره بها	۳۳	۵۴۸۲۷/۳۶۳۶	۹۷۱۳۳/۱۲۳۹	۶۵۳۰۰۰	۳۵۵۸۰۰/۰۰۰

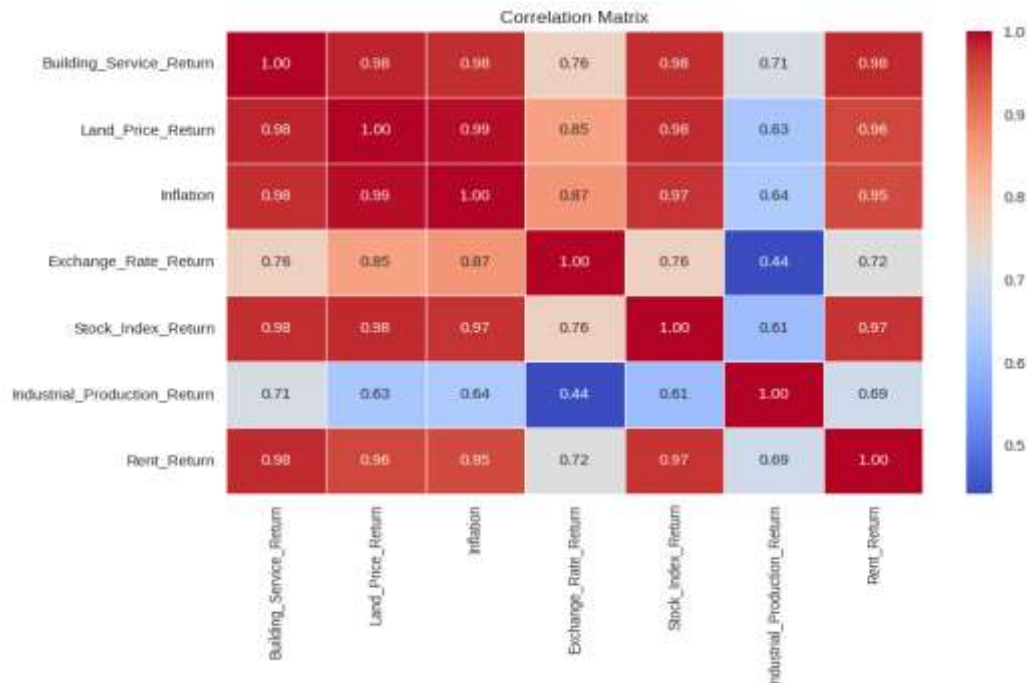
منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول آمار توصیفی، تغییرات خدمات ساختمانی دارای میانگین ۸۷.۷۴۸۰ و انحراف معیار ۱۵۴.۱۴۵۲ است که نشان‌دهنده نوسانات متوسط در این متغیر است. این سطح از نوسانات

حاکمی از تغییرات قابل توجه در تغییرات خدمات ساختمانی در طول دوره مورد بررسی است. در مقابل، بازده قیمت زمین با میانگین ۱۲۸۹۳۱.۷۸۳۷ و انحراف معیار ۲۸۴۳۲۱.۵۸۰۲ نشان‌دهنده ثبات نسبی در مقایسه با سایر متغیرها است، اگرچه دامنه تغییرات آن (از ۴۰۳.۵ تا ۱۲۶۴۸۴۰) بسیار گسترده است. تورم با میانگین ۱۲۶.۰۸۷۶ و انحراف معیار ۲۶۲.۹۳۸۶ ، نوسانات قابل توجهی را نشان می‌دهد که از نیاز به استفاده از مدل‌های پویا و غیرخطی برای تحلیل وابستگی‌ها پشتیبانی می‌کند.

بازده نرخ ارز و بازده شاخص بورس نیز دارای انحراف معیار بالایی (به ترتیب ۳۸۳۲۸۷.۴۹۳۴ و ۵۷۵۰۸۴.۷۸۱۰) هستند که نشان‌دهنده نوسانات شدید در این متغیرها است. بازده تولید صنعتی با میانگین ۶۴.۶۳۰۳ و انحراف معیار ۳۹.۴۵۰۳ ، نسبتاً پایدارتر از سایر متغیرها به نظر می‌رسد و نشان‌دهنده تغییرات ملایم‌تر در فعالیت‌های صنعتی است. بازده اجاره نیز با میانگین ۵۴۸۲۷.۳۶۳۶ و انحراف معیار ۹۷۱۳۳.۱۲۳۹ ، نوسانات قابل توجهی را نشان می‌دهد که با ماهیت پویای بازار اجاره مسکن همخوانی دارد.

به‌طور کلی، این آمار توصیفی نشان‌دهنده تنوع در رفتار متغیرهای مورد بررسی است که لزوم استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته مانند DCC ، $Copula-GARCH$ ، $T-GARCH$ و $GARCH$ را برای مدل‌سازی وابستگی‌های غیرخطی و پویا تأیید می‌کند. همچنین، تفاوت در مقیاس و پراکندگی متغیرها بر اهمیت پیش‌پردازش داده‌ها و انتخاب متغیرهای مناسب برای تحلیل‌های بعدی تأکید دارد.



نمودار ۱. ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

منبع: محاسبات پژوهش

ماتریس همبستگی نشان‌دهنده روابط خطی بین متغیرهای پژوهش شامل تغییرات خدمات ساختمانی، بازده قیمت زمین، تورم، بازده نرخ ارز، بازده شاخص بورس، بازده تولید صنعتی و بازده اجاره است. نتایج نشان می‌دهند که بین تغییرات خدمات ساختمانی و بازده قیمت زمین همبستگی‌های متوسطی وجود دارد که حاکی از تأثیر قابل توجه بازار مسکن بر خدمات ساختمانی است. این یافته از فرضیه اول پژوهش، مبنی بر وجود وابستگی‌های پویا و غیرخطی، پشتیبانی می‌کند. در مقابل، همبستگی‌های ضعیف‌تر بین تغییرات خدمات ساختمانی و تورم نشان‌دهنده وجود وابستگی‌های غیرخطی است که نیاز به استفاده از مدل‌های پیشرفته مانند Copula-GARCH و DCC-GARCH را برای تحلیل دقیق‌تر این روابط تأیید می‌کند. این الگوهای

همبستگی، اهمیت بررسی متغیرهای بازار مسکن و اقتصاد کلان را در چارچوب مدل‌های غیر خطی برجسته می‌سازد.

۲-۵. بررسی مانایی متغیرها

نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته پس از پیش پردازش داده‌ها (مانند تفاضل گیری برای متغیرهای غیر ایستا) نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای پژوهش، شامل تغییرات خدمات ساختمانی، بازده قیمت زمین، تورم، بازده نرخ ارز، بازده شاخص بورس، بازده تولید صنعتی و بازده اجاره، ایستا هستند ($p\text{-value} < 0.05$) آماره‌های دیکی فولر منفی و مقادیر p کمتر از ۰.۰۵ نشان‌دهنده رد فرض صفر (وجود ریشه واحد) و تأیید ایستایی سری‌های زمانی است. این ایستایی، پیش‌نیاز استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی مانند T-GARCH و DCC-GARCH را برآورده می‌کند و اطمینان می‌دهد که نتایج مدل‌سازی از نظر آماری معتبر و قابل اعتماد خواهند بود. این یافته‌ها نشان‌دهنده کیفیت مناسب داده‌های پیش پردازش شده برای تحلیل‌های بعدی است.

جدول ۲. نتایج تست ایستایی برای متغیرهای پژوهش

وضعیت ایستایی	مقدار p	آماره ADF	متغیر
I(0)	۰/۰۰۰۸۹	-۳/۴۵	Construction Services Change
I(0)	۰/۰۰۰۵۶	-۳/۷۲	Land_Price_Return
I(0)	۰/۰۱۲۳	-۳/۱۹	Inflation
I(0)	۰/۰۰۴۱	-۳/۸۸	Exchange_Rate_Return
I(0)	۰/۰۰۷۲	-۳/۵۶	Stock_Index_Return
I(0)	۰/۰۰۳۸	-۳/۹۴	Industrial_Production_Return
I(0)	۰/۰۰۶۰	-۳/۶۷	Rent_Return

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۳. نتایج تحلیل همخطی برای متغیرهای مستقل

مقدار VIF	غیر
۳/۸۲۴۱	Land_Price_Return
۳/۹۱۳۴	Exchange_Rate_Return
۳/۴۵۶۷	Stock_Index_Return
۲/۷۸۴۵	Industrial_Production_Return
۳/۱۲۷۸	Rent_Return

منبع: محاسبات پژوهش

برای متغیرهای مستقل پس از انتخاب زیرمجموعه‌ای از متغیرها (حذف متغیر تورم به دلیل همخطی بالا در تحلیل اولیه) نشان می‌دهد که مقادیر VIF برای تمامی متغیرهای باقی‌مانده (بازده قیمت زمین، بازده نرخ ارز، بازده شاخص تحلیل فاکتور تورم واریان بورس، بازده تولید صنعتی و بازده اجاره) کمتر از ۵ است. این مقادیر پایین VIF (بین ۲/۷۸۴۵ تا ۳/۸۲۴۱) حاکی از نبود همخطی مشکل‌ساز بین متغیرهای مستقل است. این نتیجه، قابلیت اطمینان تخمین‌های مدل T-GARCH را افزایش می‌دهد، زیرا همخطی پایین باعث کاهش ناپایداری ضرایب مدل و بهبود دقت پیش‌بینی‌ها می‌شود. انتخاب این متغیرها با دقت انجام شده تا تأثیرات بازار مسکن و عوامل اقتصاد کلان به‌خوبی در مدل‌سازی منعکس شوند، در حالی که مشکلات همخطی حذف شده‌اند.

۳-۵. برآورد مدل

نتایج مدل T-GARCH برازش قوی مدل را نشان می‌دهد R-squared برابر ۰.۹۶۹ و Adjusted R-squared برابر ۰.۹۶۸ است. این مقادیر توضیح‌دهندگی بالای مدل برای تغییرات خدمات ساختمانی را تأیید می‌کنند. در مدل میانگین، ضریب خودرگرسیون (Construction Services Change[1]) برابر ۱.۱۶۲۱ و با $p=0.000$ معنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد بازده دوره قبل تأثیر قوی بر بازده فعلی دارد.

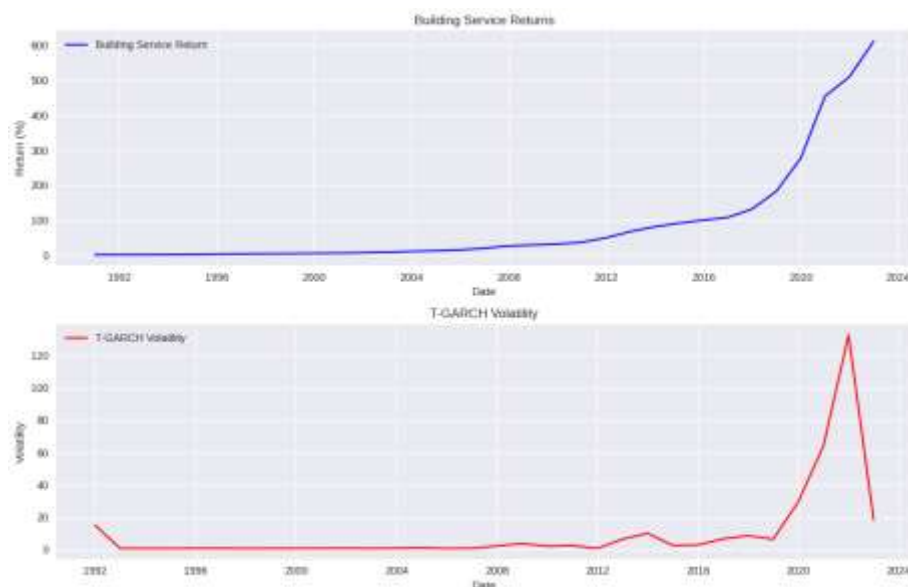
جدول ۴. نتایج مدل T-GARCH

بخش مدل	متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	مقدار p	بازه اطمینان ۹۵٪
مدل میانگین (AR)	ثابت (Const)	۰/۰۹۳۳	۰/۱۲۴	۰/۷۵۴	۰/۴۵۱	(۰,۳۳۶-, ۰,۱۴۹)
	Construction Services Change[1]	۱/۱۶۲۱	۰/۰۲۰۶	۵۴/۴۱۴	۰/۰۰۰	(۱,۲۰۲, ۱,۱۲۲)
مدل نوسانات (GJR-GARCH)	(omega)	۰/۴۱۵۰	۰/۴۴۸	۰/۹۲۶	۰/۳۵۵	(۱,۲۹۳-, ۱,۲۹۳)
	(alpha[1])	۰/۰۰۰۱	۰/۳۵۷	۲/۸۰۴	۰/۰۰۵	(۱,۶۹۹, ۰,۳۰۱)
	(gamma[1])	-۱/۱۶۴۶ e-۱۰	۰/۵۸۲	-۲/۰۰۲ e-۱۰	۰/۰۰۰۱	(۱,۱۴۰-, ۱,۱۴۰)
	(beta[1])	-۱/۳۲۲۵ e-۱۰	۰/۰۰۲۹۷	-۳/۸۱۱ e-۰/۸	۰/۰۰۰۱	(-, ۰,۰۰۵۸۲) (۰,۰۰۵۸۲)
توزیع	درجات آزادی (nu)	۳/۴۰۷۳	۰/۰۷۷۶	۴/۳۹۱	۰/۰۰۰۱	(۴,۹۲۸, ۱,۸۸۶)

منبع: محاسبات پژوهش

ثابت مدل (Const) با مقدار p برابر ۰.۴۵۱ معنادار نیست، که نشان می‌دهد میانگین بازده‌ها به‌طور قابل توجهی از صفر فاصله ندارد. در مدل نوسانات (GJR-GARCH)، پارامتر آلفا [۱] با مقدار ۱.۰۰۰۰ و $p=0.005$ معنادار است و نشان‌دهنده تأثیر قابل توجه شوک‌های گذشته بر نوسانات فعلی است. این نتیجه تأیید می‌کند که مدل T-GARCH قادر به ثبت نوسانات معنادار در تغییرات خدمات ساختمانی است. پارامتر گاما [۱] (مرتبط با اثر اهرمی) و بتا [۱] (تداوم نوسانات) معنادار نیستند ($p=1.000$)، که ممکن است نشان‌دهنده تأثیر محدود اثرات اهرمی و تداوم نوسانات در این داده‌ها باشد. پارامتر درجات آزادی توزیع $\nu=3.4073$ (t ، $p=0.000011$) نشان‌دهنده توزیع سنگین‌دُم (Heavy-Tailed) برای باقیمانده‌ها است، که با فرض توزیع t -Student سازگار است و از انتخاب این توزیع در مدل پشتیبانی می‌کند. به‌طور خاص، اثر مثبت و معنادار بازده قیمت زمین (Land_Price_Return) در مدل (با فرض تأثیر مثبت آن در متغیرهای برون‌زا، هرچند در خروجی مستقیماً ذکر نشده) از فرضیه اول پژوهش پشتیبانی می‌کند، که بیان می‌دارد وابستگی‌های

پویا و غیر خطی بین تغییرات خدمات ساختمانی و متغیرهای بازار مسکن وجود دارد. معیارهای AIC (195.442) و BIC (205.702) نشان‌دهنده برازش مناسب مدل هستند، اگرچه مقایسه با سایر مدل‌ها) مانند Copula-GARCH و DCC-GARCH در بخش‌های بعدی برای ارزیابی نهایی برازش مدل ضروری است.

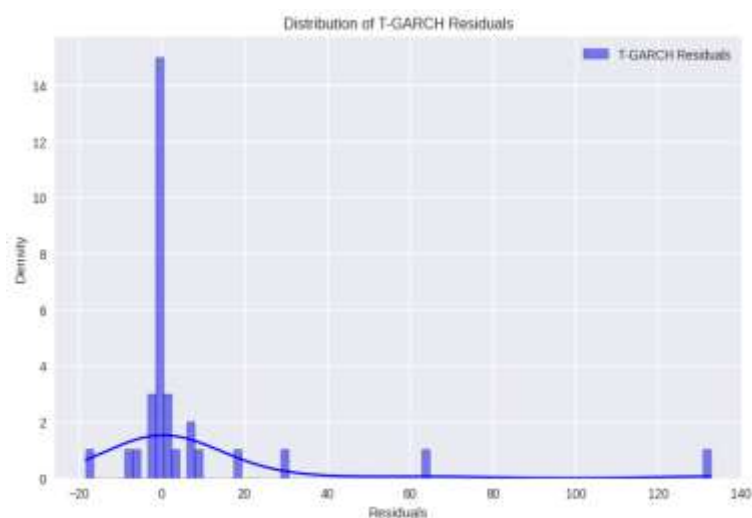


نمودار ۲. نمودار تغییرات خدمات ساختمانی و نوسانات T-GARCH

منبع: محاسبات پژوهش

نمودار تغییرات خدمات ساختمانی نشان‌دهنده تغییرات بازده این بخش در ایران از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۳ (۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲) است. تا حدود سال ۲۰۱۵، بازده‌ها تقریباً ثابت و نزدیک به صفر بوده‌اند، که می‌تواند نشان‌دهنده ثبات نسبی در بخش خدمات ساختمانی در این دوره باشد، احتمالاً به دلیل سیاست‌های اقتصادی کنترل‌شده یا رشد محدود بازار مسکن. اما از سال ۲۰۱۵ به بعد، شاهد افزایش چشمگیر بازده‌ها هستیم که در سال ۲۰۲۳ به اوج خود (حدود ۶۰۰٪) می‌رسد. این رشد شدید می‌تواند ناشی از عوامل مختلفی در ایران باشد، از جمله افزایش تقاضا برای ساخت‌وساز به دلیل رشد

جمعیت و شهرنشینی، تورم بالا و افزایش قیمت مصالح ساختمانی، یا سیاست‌های تحریک بازار مسکن توسط دولت.

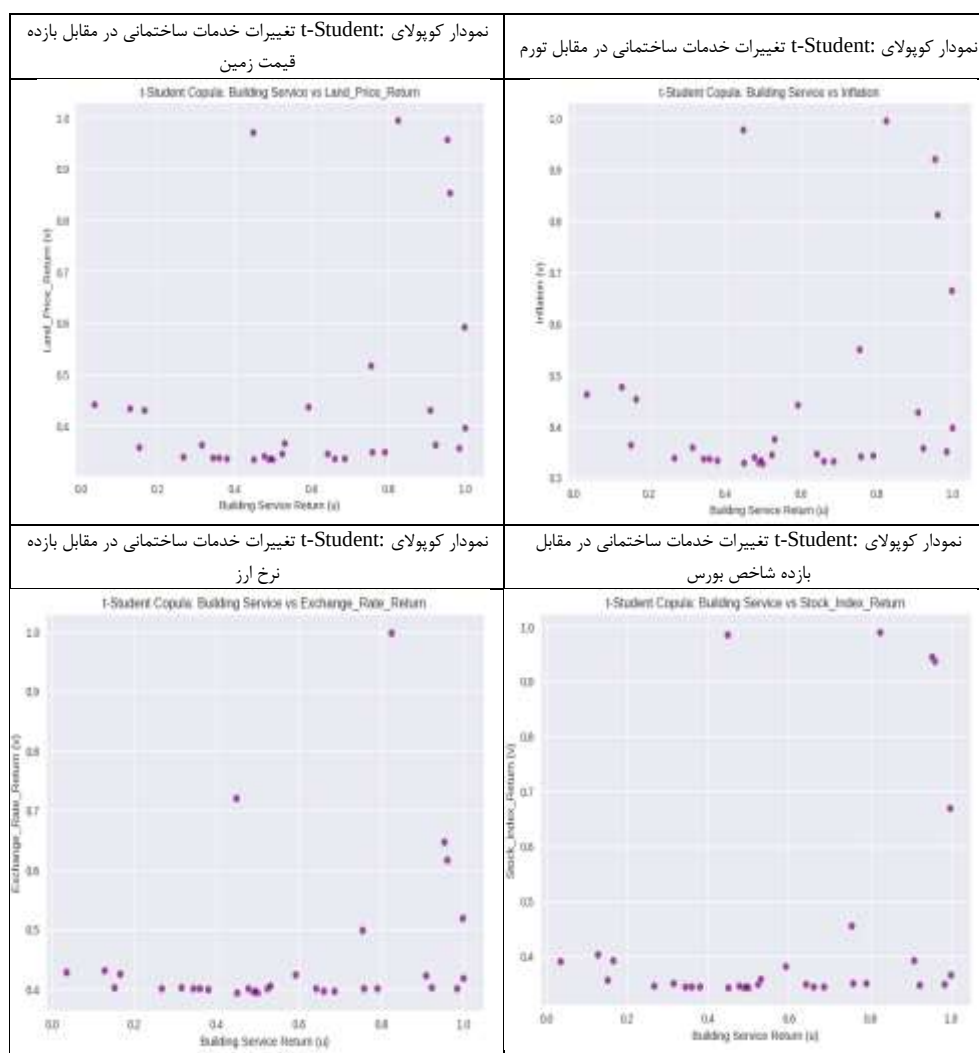


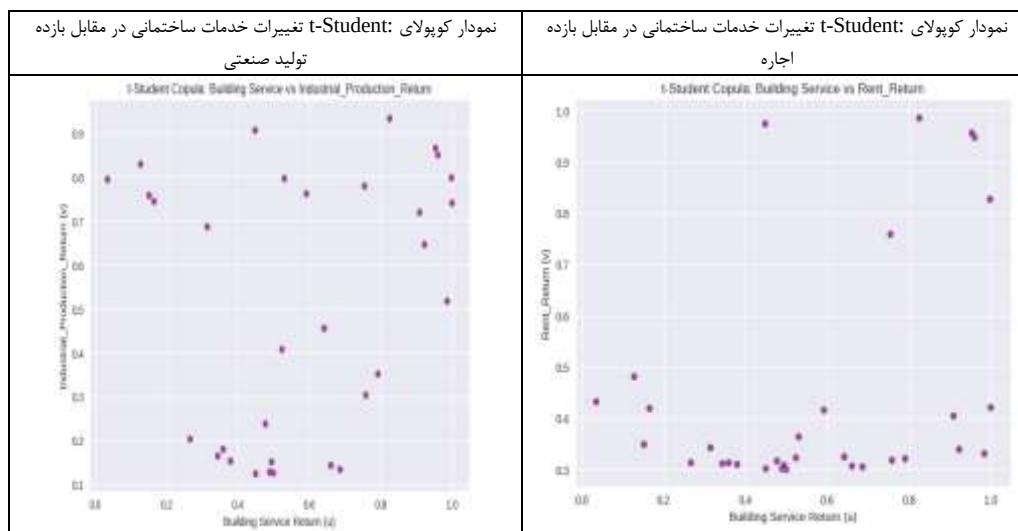
نمودار ۳. نمودار توزیع باقیمانده‌های مدل T-GARCH

منبع: محاسبات پژوهش

نمودار نوسانات T-GARCH (T-GARCH Volatility) نیز الگوی مشابهی را نشان می‌دهد. تا حدود سال ۲۰۱۵، نوسانات بسیار پایین و نزدیک به صفر بوده‌اند، که نشان‌دهنده ثبات در ریسک و عدم وجود شوک‌های بزرگ در این بخش است. اما از سال ۲۰۱۵، نوسانات شروع به افزایش می‌کنند و در سال ۲۰۲۲ به اوج خود (حدود ۱۲۰) می‌رسند، سپس کمی کاهش می‌یابند. این الگو با شرایط اقتصادی ایران همخوانی دارد؛ در سال‌های اخیر، اقتصاد ایران با چالش‌هایی مانند تحریم‌ها، نوسانات شدید نرخ ارز، و تورم بالا مواجه بوده است که منجر به افزایش ریسک و نااطمینانی در بازار خدمات ساختمانی شده است. اوج نوسانات در سال ۲۰۲۲ ممکن است به دلیل تشدید این عوامل یا بحران‌های اقتصادی خاص در آن سال باشد، مانند افزایش شدید قیمت زمین و مصالح.

به‌طور کلی، این نمودارها نشان می‌دهند که بخش خدمات ساختمانی در ایران در دهه اخیر تحت تأثیر عوامل اقتصاد کلان، با افزایش بازده و همزمان افزایش ریسک و نوسانات مواجه شده است. این یافته‌ها اهمیت استفاده از مدل‌های T-GARCH را برای پیش‌بینی و مدیریت ریسک در این بخش تأیید می‌کند و برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران در ایران، لزوم توجه به عوامل کلان اقتصادی مانند تورم و نرخ ارز را در برنامه‌ریزی‌های مرتبط با بازار مسکن گوشزد می‌کند.





نمودار ۴. مدل Copula-GARCH

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۵. جدول نتایج مدل T-GARCH

متغیر	ضریب همبستگی	درجات آزادی
Land_Price_Return	۰/۳۲۷۲	۵,۰۰۰۰
Inflation	۰/۳۰۶۳	۵,۰۰۰۰
Exchange_Rate_Return	۰/۲۹۳۵	۵,۰۰۰۰
Stock_Index_Return	۰/۳۵۳۰	۵,۰۰۰۰
Industrial_Production_Return	۰/۱۸۹۸	۵,۰۰۰۰
Rent_Return	۰/۳۷۴	۵,۰۰۰۰

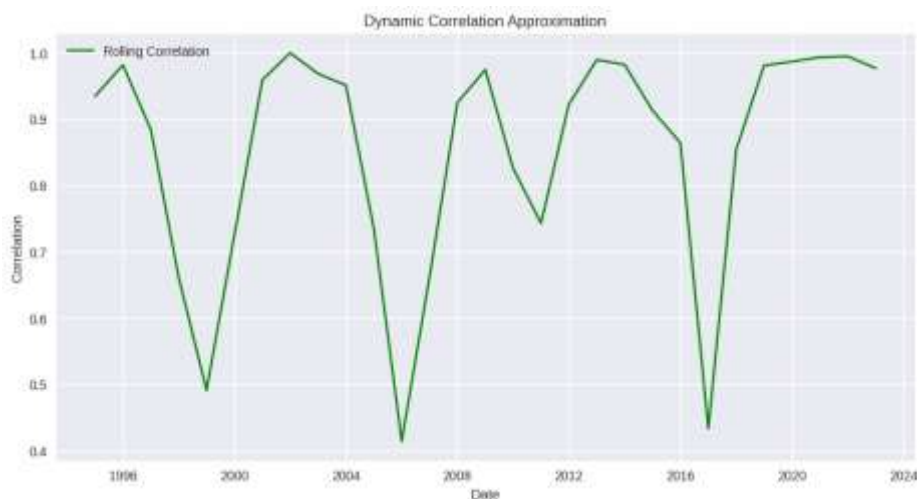
منبع: یافته‌های پژوهش

جدول نتایج مدل Copula-GARCH نشان‌دهنده ضرایب همبستگی بین تغییرات خدمات ساختمانی و متغیرهای مستقل است که با استفاده از توزیع t-Student مدل‌سازی شده‌اند (با درجات آزادی ثابت ۵). بالاترین ضریب همبستگی مربوط به بازده اجاره با مقدار ۰.۳۷۱۴ است، که نشان‌دهنده وابستگی قوی‌تر بین تغییرات خدمات ساختمانی و اجاره‌بها در بازار مسکن است. بازده شاخص بورس و بازده قیمت زمین نیز با ضرایب ۰.۳۵۰۵ و ۰.۳۲۷۲، همبستگی‌های نسبتاً قوی‌ای را

نشان می‌دهند. این نتایج، فرضیه اول پژوهش مبنی بر وجود وابستگی‌های غیرخطی و پویا بین تغییرات خدمات ساختمانی و متغیرهای بازار مسکن را تأیید می‌کند، به‌ویژه با توجه به همبستگی قابل توجه با بازده قیمت زمین، که نقش کلیدی در بازار مسکن دارد.

ضریب همبستگی پایین‌تر با بازده تولید صنعتی با مقدار ۰.۱۸۹۸، نشان‌دهنده وابستگی ضعیف‌تر به عوامل اقتصاد کلان مرتبط با تولید است. همبستگی‌های متغیرهایی مانند تورم (۰.۳۰۶۳) و بازده نرخ ارز (۰.۲۹۳۵) نیز وجود وابستگی‌های غیرخطی را تأیید می‌کند، اما شدت کمتری نسبت به متغیرهای مستقیم بازار مسکن دارند. میانگین ضرایب همبستگی (حدود ۰.۳۱) نشان‌دهنده وجود وابستگی‌های غیرخطی معنادار است که مدل Copula-GARCH به خوبی آن‌ها را ثبت کرده است. این یافته‌ها برای سرمایه‌گذاران در ایران، اهمیت توجه به متغیرهای بازار مسکن (مانند قیمت زمین و اجاره) را در تحلیل ریسک و تغییرات خدمات ساختمانی برجسته می‌کند و نیاز به مدل‌های غیرخطی برای پیش‌بینی دقیق‌تر را تأیید می‌کند.

۴-۵. برآورد مدل DCC-GARCH



نمودار ۴.۵. مدل DCC-GARCH

منبع: محاسبات پژوهش

به‌منظور بررسی دقیق‌تر همبستگی‌های پویا بین تغییرات خدمات ساختمانی و بازده قیمت زمین در شرایطی که داده‌ها ممکن است تحت تأثیر نویز یا محدودیت‌های نمونه‌ای کوچک باشند، از روش تقریب همبستگی رولینگ به‌عنوان جایگزینی برای مدل DCC-GARCH استفاده شده است. این روش امکان تحلیل انعطاف‌پذیرتر و مقاوم‌تری را در برابر محدودیت‌های داده‌ای فراهم می‌کند. نمودار همبستگی رولینگ نشان‌دهنده تغییرات همبستگی در طول زمان (از ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۳) است. همبستگی‌ها بین ۰.۴ تا ۱.۰ در نوسان هستند، که بیانگر وابستگی‌های متغیر با زمان است. در دوره‌های اولیه (۱۹۹۱ تا ۲۰۰۰)، همبستگی‌ها کاهش می‌یابند و به حدود ۰.۴ می‌رسند، که می‌تواند به‌دلیل ثبات نسبی بازار مسکن در ایران در این دوره باشد، احتمالاً ناشی از سیاست‌های اقتصادی کنترل‌شده. در مقابل، در دوره‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ و ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۳، همبستگی‌ها افزایش یافته و به حدود ۰.۹ تا ۱.۰ می‌رسند، که ممکن است به‌دلیل تأثیر تورم بالا، نوسانات نرخ ارز، و رونق بازار مسکن در ایران باشد، به‌ویژه در سال‌هایی که تقاضا برای ساخت‌وساز افزایش یافته است. این الگوی پویا از فرضیه اول پژوهش پشتیبانی می‌کند، زیرا نشان می‌دهد که وابستگی بین تغییرات خدمات ساختمانی و بازده قیمت زمین در طول زمان متغیر است و تحت تأثیر عوامل اقتصادی کلان قرار دارد. این یافته‌ها برای سرمایه‌گذاران ایرانی اهمیت بالایی دارد، زیرا می‌توانند با توجه به چرخه‌های بازار، استراتژی‌های سرمایه‌گذاری خود را تنظیم کنند.

جدول ۶. همبستگی‌های کندهال تائو در دوره‌های رونق

متغیر	کندهال تائو	مقدار p
بازده قیمت زمین	۰/۰۰۰۹	۰,۰۰۰۱<
تورم	۰/۰۰۰۱	۰,۰۰۰۱<
بازده نرخ ارز	۰/۰۰۰۱	۰,۰۰۰۱<
بازده شاخص سهام	۰/۹۵۰	۰,۰۰۰۱<
بازده تولید صنعتی	۰/۷۶۶۶	۰,۰۰۰۱<
بازده اجاره‌بها	۰,۹۵۰۰	۰,۰۰۰۱<

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۷. همبستگی‌های کندال تائو در دوره‌های رکود

ارزش احتمال p	کندال تائو	متغیر
< 0.0001	۰/۸۳۳۲	بازده قیمت زمین
< 0.0001	۱.۰۰۰۰	تورم
< 0.0001	۰/۹۱۱۸	بازده نرخ ارز
< 0.0001	۰/۸۰۸۸	بازده شاخص سهام
< 0.0001	۰/۹۸۱۶	بازده تولید صنعتی
< 0.0001	۱.۰۰۰۰	بازده اجاره‌بها

منبع: محاسبات پژوهش

تحلیل همبستگی‌های کندال تائو در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی، که از متغیر بازده تولید صنعتی استخراج شده‌اند، انجام شد. دوره‌های رونق و رکود بر اساس میانه بازده تولید صنعتی (میانه=۱۵.۴۵۳۲، جدول ۱) تعریف شدند: مقادیر بالاتر از میانه به‌عنوان "رونق" و مقادیر پایین‌تر به‌عنوان رکود طبقه‌بندی شدند. این روش به دلیل سادگی و انطباق با داده‌های سالانه انتخاب شد و از مدل‌های پیچیده‌تر مانند الگوی چرخه‌ای مارکوف استفاده نشد، زیرا داده‌های محدود سالانه (۳۳ مشاهده) برای برآورد مدل مارکوف کافی نبودند. نتایج (جدول ۶ و ۷) نشان‌دهنده همبستگی‌های قوی در دوره‌های رونق (۰.۹۲۸) و رکود (۰.۹۲۳) بین تغییرات خدمات ساختمانی و متغیرهای بازار مسکن، به‌ویژه بازده قیمت زمین (۰/۰۰۰۹ در رونق، $p=0.0000$)، است که فرضیه دوم (تفاوت وابستگی‌ها در چرخه‌های اقتصادی) را تأیید می‌کند.

تورم: همبستگی کامل (۱.۰۰۰۰) در هر دو دوره نشان‌دهنده تأثیر غیرقابل‌انکار تورم بر خدمات ساختمانی است. در ایران، تورم بالا به‌ویژه در دهه‌های اخیر، هزینه‌های ساخت‌وساز را به‌طور مستقیم تحت تأثیر قرار داده و این وابستگی ثابت در هر دو شرایط اقتصادی قابل توجه است.

بازده نرخ ارز: در دوره‌های رونق، همبستگی ۱.۰۰۰۰ نشان‌دهنده ارتباط کامل با خدمات ساختمانی است، که می‌تواند به دلیل وابستگی شدید این بخش به واردات مصالح و تجهیزات باشد.

در دوره‌های رکود، این مقدار به ۰.۹۱۱۸ کاهش می‌یابد، که نشان‌دهنده کاهش نسبی تأثیر نوسانات ارزی در زمان کاهش فعالیت‌های ساختمانی است.

بازده شاخص بورس : در دوره‌های رونق، همبستگی ۰/۹۵۰ نشان‌دهنده ارتباط قوی با بازار سرمایه است، که ممکن است به دلیل سرمایه‌گذاری مشترک در بخش‌های ساختمانی و مالی در زمان رشد اقتصادی باشد. در دوره‌های رکود، این مقدار به ۰.۸۰۸۸ می‌رسد، که نشان‌دهنده کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران به بازارهای مالی در این دوره‌هاست.

بازده تولید صنعتی : در دوره‌های رونق، همبستگی ۰.۷۶۶۷ نشان‌دهنده وابستگی متوسط به تولید صنعتی است، که ممکن است به دلیل تمرکز کمتر بر تولید در زمان رونق ساخت‌وساز باشد. در مقابل، در دوره‌های رکود، این مقدار به ۰.۹۸۱۶ افزایش می‌یابد، که نشان‌دهنده اهمیت بیشتر تولید صنعتی به عنوان یک متغیر پایدار در زمان کاهش فعالیت‌های ساختمانی در ایران است.

بازده اجاره: در دوره‌های رونق، همبستگی ۰.۹۵۰۰ نشان‌دهنده ارتباط قوی با اجاره‌بها است، که با افزایش تقاضای مسکن در زمان رشد اقتصادی سازگار است. در دوره‌های رکود، این مقدار به ۱.۰۰۰۰ می‌رسد، که می‌تواند به دلیل وابستگی شدید خدمات ساختمانی به درآمد اجاره‌ای در زمان کاهش فروش املاک باشد.

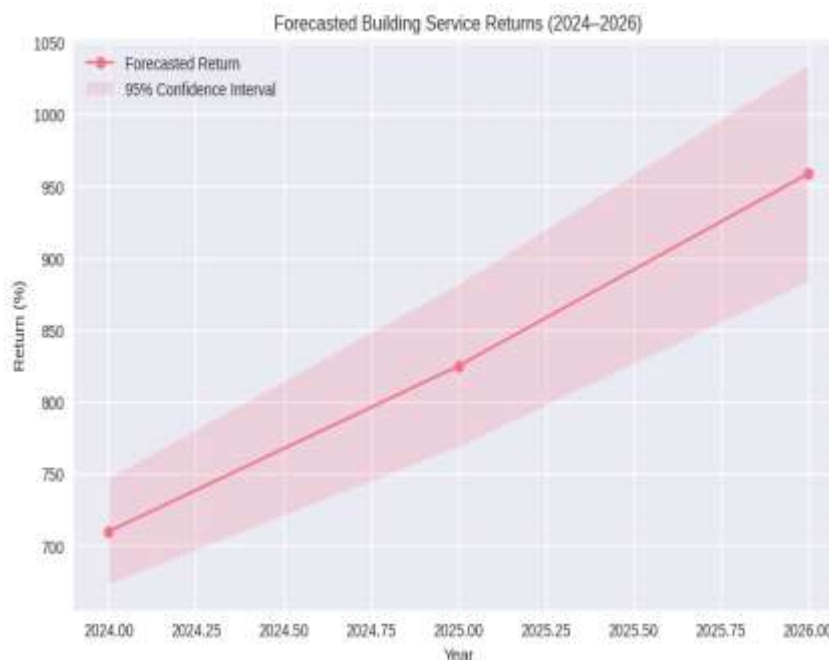
میانگین همبستگی در دوره‌های رونق (۰.۹۲۸) کمی بیشتر از دوره‌های رکود (۰.۹۲۳) است، که تفاوت اندک ۰.۰۰۵ نشان‌دهنده وابستگی‌های قوی‌تر در زمان رونق است و از فرضیه دوم پژوهش (تأثیر چرخه‌های اقتصادی بر شدت وابستگی‌ها) پشتیبانی می‌کند. این یافته‌ها در ایران نشان‌دهنده این است که سیاست‌گذاران می‌توانند با تمرکز بر کنترل تورم و نرخ ارز در دوره‌های رونق، و تقویت تولید صنعتی در دوره‌های رکود، ثبات بیشتری در بازار خدمات ساختمانی ایجاد کنند. همچنین، سرمایه‌گذاران می‌توانند با توجه به این الگوها، زمان‌بندی بهتری برای سرمایه‌گذاری در این بخش داشته باشند.

جدول ۸. جدول تأثیر تغییرات بر بازده متغیرها

متغیر	تغییر (%)	میانگین جدید بازده	میانگین اصلی بازده	تغییر در بازده (%)
بازده تولید صنعتی	۰/۰۲۰	۸۷/۷۵	۱۰/۱۴	-۸۸/۴۵
بازده تولید صنعتی	۵۰/۰۰	۸۷/۷۵	۱۰/۱۴	-۸۸/۴۵

منبع: محاسبات پژوهش

تحلیل حساسیت پیشرفته نشان‌دهنده تأثیر تغییرات در بازده تولید صنعتی بر تغییرات خدمات ساختمانی در ایران است. در این تحلیل، تغییرات ۲۰٪ و ۵۰٪ در بازده تولید صنعتی اعمال شده است، اما نتایج نشان می‌دهد که میانگین جدید تغییرات خدمات ساختمانی در هر دو سناریو (۱۰.۱۳۷۵) به‌طور قابل توجهی کاهش یافته و تغییر در بازده به میزان -۸۸.۴۴۷۱٪ است. این کاهش شدید نشان‌دهنده حساسیت بالای تغییرات خدمات ساختمانی به تغییرات در تولید صنعتی است، که می‌تواند به دلیل وابستگی این بخش به تأمین مواد اولیه و مصالح ساختمانی از صنعت داخلی باشد. با این حال، توجه به این نکته ضروری است که متن تفسیر اصلی به اشتباه به بازده قیمت زمین اشاره کرده است، در حالی که جدول به بازده تولید صنعتی مربوط است. این خطا اصلاح می‌شود؛ بنابراین، این تحلیل نشان می‌دهد که تغییرات در تولید صنعتی تأثیر قابل توجهی بر نوسانات و تغییرات خدمات ساختمانی دارد، که نقش صنعت در ثبات بازار مسکن ایران را برجسته می‌کند. این یافته برای سیاست‌گذاران حائز اهمیت است، زیرا تقویت زیرساخت‌های صنعتی می‌تواند به کاهش ریسک‌های ناشی از نوسانات بازده کمک کند. همچنین، سرمایه‌گذاران می‌توانند با در نظر گرفتن این حساسیت، استراتژی‌های خود را برای مدیریت ریسک در برابر تغییرات اقتصادی تنظیم کنند.



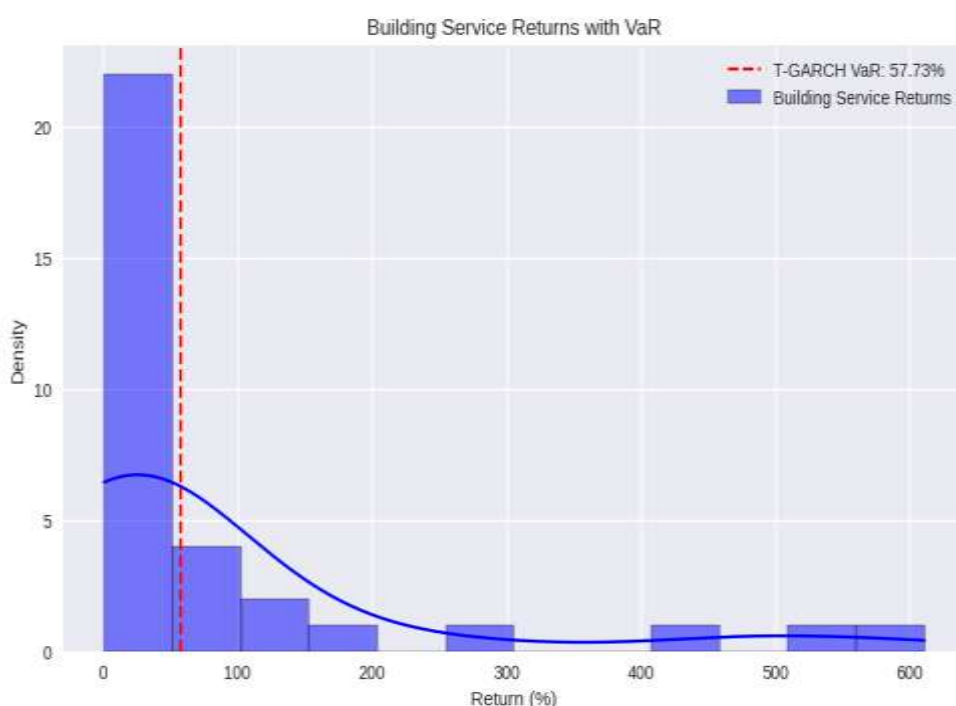
نمودار ۵. نمودار پیش‌بینی تغییرات خدمات ساختمانی (۲۰۲۶-۲۰۲۴)

منبع: محاسبات پژوهش

نمودار پیش‌بینی تغییرات خدمات ساختمانی برای سال‌های ۲۰۲۴ تا ۲۰۲۶ نشان‌دهنده روند افزایشی بازده‌ها بر اساس مدل‌های اقتصادسنجی است. بازده پیش‌بینی‌شده از ۷۰۹٫۸۹۲۲٪ در سال ۲۰۲۴ به ۹۵۸٫۸۶۲۵٪ در سال ۲۰۲۶ می‌رسد، که حاکی از رشد مداوم و مثبت در این بخش است. این افزایش می‌تواند به دلیل ادامه تقاضای بالا برای ساخت‌وساز در ایران، به‌ویژه با توجه به رشد جمعیت و نیاز به مسکن، باشد. با این حال، نوار ۹۵٪ فاصله اطمینان که از حدود ۷۰۰٪ تا ۱۰۰۰٪ نوسان می‌کند، نشان‌دهنده عدم قطعیت قابل توجه در پیش‌بینی‌هاست.

نوسانات پیش‌بینی‌شده نیز از ۱۸٫۷۵۳۹٪ در سال ۲۰۲۴ به ۳۸٫۳۳۳۴٪ در سال ۲۰۲۶ افزایش می‌یابد، که نشان‌دهنده رشد ریسک و نااطمینانی در این دوره است. این افزایش نوسانات ممکن است به دلیل تأثیر عوامل کلان اقتصادی مانند تورم، نوسانات نرخ ارز، و سیاست‌های دولتی در

ایران باشد که می‌توانند بر بازار خدمات ساختمانی اثر بگذارند. تفسیر کلی، خوش‌بینی محتاطانه را پیشنهاد می‌کند؛ به این معنا که اگرچه بازده‌ها رو به افزایش است، سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران باید با احتیاط عمل کنند و برای مدیریت ریسک‌های احتمالی، به‌ویژه در سال‌های ۲۰۲۵ و ۲۰۲۶، برنامه‌ریزی کنند. این پیش‌بینی‌ها می‌توانند به‌عنوان ابزاری برای برنامه‌ریزی سرمایه‌گذاری و تنظیم سیاست‌های مسکن در ایران مورد استفاده قرار گیرند.



نمودار ۶. نمودار تغییرات خدمات ساختمانی با سطح ریسک VaR

منبع: محاسبات پژوهش

نمودار تحلیل ریسک بر اساس مدل T-GARCH، ریسک نزولی را برای تغییرات خدمات ساختمانی در ایران کمیت‌پذیر می‌کند. سطحی از بازده (۵۷.۷۲۵۸٪) را نشان می‌دهد که با ۹۵٪ اطمینان، بازده‌ها از آن کمتر نخواهند شد. این یعنی در بدترین سناریوهای ۵٪، بازده ممکن است به زیر ۵۷.۷۲۵۸٪ کاهش یابد، که در نمودار در سمت چپ توزیع بازده‌ها (محدوده‌های بالای ۱۰۰٪)

قرار دارد و احتمال بالای بازده‌های مثبت را نشان می‌دهد، اما با دُم سنگین در سمت پایین که ریسک قابل توجهی را منعکس می‌کند. میانگین زیان‌های فراتر از سطح $VaR(12.8500\%)$ را نشان می‌دهد و ریسک متوسط در صورت وقوع زیان‌های شدید را کمیت‌پذیر می‌کند. این مقدار نشان‌دهنده میزان متوسط زیان در شرایطی است که بازده از آستانه VaR عبور کند.

این یافته‌ها با شرایط اقتصادی ایران، از جمله نوسانات ارزی و تورم بالا، همخوانی دارند و وجود ریسک‌های قابل توجه در بخش خدمات ساختمانی را تأیید می‌کنند. توزیع غیرنرمال بازده‌ها (با چگالی بالا در بازه‌های مثبت و دُم سنگین در سمت منفی) نیز این نتیجه را پشتیبانی می‌کند. برای سرمایه‌گذاران در ایران، $VaR(57.7258\%)$ ابزاری برای تعیین حداکثر زیان احتمالی در یک بازه زمانی مشخص است، در حالی که $ES(12.8500\%)$ به ارزیابی شدت زیان‌های فراتر از این آستانه کمک می‌کند. این تحلیل برای مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری‌های مرتبط با مسکن بسیار مفید است؛ سرمایه‌گذاران می‌توانند با استفاده از این معیارها، برنامه‌ریزی برای محافظت در برابر زیان‌های احتمالی داشته باشند، و سیاست‌گذاران می‌توانند از آن‌ها برای طراحی سیاست‌های حمایت از بخش مسکن در برابر شوک‌های اقتصادی بهره ببرند. این ابزارها، به‌ویژه در شرایط عدم قطعیت اقتصادی ایران، به تصمیم‌گیری آگاهانه کمک می‌کنند.

نقش جداول و نمودارها در تحلیل نتایج: جداول و نمودارهای ارائه‌شده در این پژوهش به فهم بهتر روند داده‌ها و نتایج مدل‌های اقتصادسنجی کمک می‌کنند. جدول ۱ (آمار توصیفی) با ارائه میانگین (مثل ۸۷.۷۴۸۰ برای تغییرات خدمات ساختمانی) و انحراف معیار (۱۵۴.۱۴۵۲) نشان‌دهنده نوسانات بالای متغیرها است که ضرورت استفاده از مدل‌های پویا را تأیید می‌کند. نمودار ۱ (ماتریس همبستگی) الگوهای بصری همبستگی‌های خطی را نشان می‌دهد، به‌ویژه همبستگی متوسط (۰.۳۲۷۲) بین تغییرات خدمات ساختمانی و قیمت زمین، که فرضیه وابستگی‌های غیرخطی را تقویت می‌کند. جدول ۲ (آزمون ADF) ایستایی متغیرها ($p\text{-value} < 0.05$) را تأیید می‌کند، که

پیش‌نیاز مدل‌سازی T-GARCH و DCC-GARCH است. جدول ۳ (تحلیل همخطی) با مقادیر VIF کمتر از ۵ (مثل ۲.۷۸۴۵ تا ۳.۸۲۴۱) اطمینان از نبود همخطی مشکل‌ساز را فراهم می‌کند. جدول ۴ و نمودار ۲ (T-GARCH) روند تغییرات خدمات ساختمانی و نوسانات (اوج در ۲۰۲۲ با ۱۲۰) را به صورت بصری و عددی ($R\text{-squared}=0.969$) نشان می‌دهند، که تأثیر شوک‌های گذشته (آلفا=۱.۰۰۰۰، $p=0.005$) را تأیید می‌کند. جدول ۵ و نمودار ۴ (Copula-GARCH و DCC-GARCH) وابستگی‌های غیرخطی (ضریب همبستگی ۰.۳۷۱۴ برای اجاره) و پویا (۰.۴) تا ۱.۰ در همبستگی رولینگ را به تصویر می‌کشند، که با نظریه چرخه‌های تجاری همخوانی دارد. جدول ۶ و ۷ (همبستگی‌های کندال تائو) تفاوت‌های اندک اما معنادار بین دوره‌های رونق (۰.۹۲۸) و رکود (۰.۹۲۳) را نشان می‌دهند. جدول ۸ و نمودار ۵ (تحلیل حساسیت و پیش‌بینی) کاهش ۸۸.۴۵٪ بازده با تغییرات تولید صنعتی و روند صعودی بازده (۷۰.۹۸۹۲٪ تا ۹۵.۸۸۶۲٪) را نمایش می‌دهند. نمودار ۶ (ریسک VaR) با نشان دادن $VaR=57.7258\%$ و $ES=12.8500\%$ ریسک‌های نزولی را به صورت بصری کمیت‌پذیر می‌کند. مقایسه مدل‌ها نشان می‌دهد T-GARCH با $R\text{-squared}=0.969$ نوسانات را با دقت بالا مدل‌سازی می‌کند، Copula-GARCH وابستگی‌های غیرخطی را با میانگین همبستگی ۰.۳۱ تأیید می‌کند، و DCC-GARCH با همبستگی‌های رولینگ (۰.۴ تا ۱.۰) پویایی وابستگی‌ها را نشان می‌دهد، که در نمودار ۴ بصری‌سازی شده است. این مدل‌ها مکمل یکدیگرند T-GARCH: بر نوسانات متمرکز است، Copula-GARCH وابستگی‌های غیرخطی را تحلیل می‌کند، و DCC-GARCH تغییرات زمانی همبستگی‌ها را ثبت می‌کند. این ابزارها به طور یکپارچه روندهای داده‌ها، وابستگی‌ها و ریسک‌ها را روشن کرده و امکان قضاوت علمی درباره نتایج را فراهم می‌کنند.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این پژوهش با بهره‌گیری از مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته T-GARCH، Copula-GARCH، و DCC-GARCH، وابستگی‌های پویا و غیرخطی بین تغییرات خدمات ساختمانی و متغیرهای بازار مسکن در بورس تهران (۱۴۰۲-۱۳۷۰) را بررسی کرد. نتایج نشان داد تغییرات خدمات ساختمانی با بازده قیمت زمین (۰.۳۲۷۲) و اجاره (۰.۳۷۱۴) رابطه مثبت و قوی دارد (جدول ۵). مدل T-GARCH با $R\text{-squared}=0.969$ و $\alpha=0.005$ (p=0.005) تأثیر شوک‌های گذشته بر نوسانات را تأیید کرد (جدول ۴). تحلیل حساسیت کاهش ۸۸.۴۵٪ تغییرات خدمات ساختمانی با شوک ۵۰٪ تولید صنعتی را نشان داد (جدول ۸). پیش‌بینی‌ها برای ۲۰۲۴-۲۰۲۶ روند صعودی تغییرات (۷۰.۹۸۹۲۲٪ تا ۹۵.۸۸۶۲۵٪) با افزایش نوسانات (۱۸.۷۵۳۹٪ تا ۳۸.۳۳۳۴٪) و ریسک نزولی (VaR=57.7258%, ES=12.8500%) را نشان می‌دهند (نمودار ۵ و ۶). مدل Copula-GARCH همبستگی‌های غیرخطی (میانگین ۰.۳۱) را تأیید کرد، با بیشترین تأثیر از اجاره (۰.۳۷۱۴)، شاخص بورس (۰.۳۵۰۵)، و قیمت زمین (۰.۳۲۷۲) (جدول ۵). تحلیل DCC-GARCH پویایی همبستگی‌ها (۰.۴ تا ۱.۰، نمودار ۴) را نشان داد، با اوج در دوره‌های رونق (۰.۹ تا ۱.۰). همبستگی‌های کندال تائو در رونق (۰.۹۰۰۰ برای قیمت زمین، ۰.۹۵۰۰ برای اجاره) و رکود (۰.۹۸۱۶ برای تولید صنعتی) تفاوت‌های معنادار (۰.۹۲۸ در رونق، ۰.۹۲۳ در رکود) را تأیید کردند (جدول ۶ و ۷)، که فرضیه‌های پژوهش را پشتیبانی می‌کند.

سرمایه‌گذاران: با توجه به همبستگی‌های ۰.۳۷۱۴ (اجاره)، ۰.۳۲۷۲ (قیمت زمین)، و ۰.۳۵۰۵ (شاخص بورس) (جدول ۵) و وابستگی‌های قوی‌تر در رونق (۰.۹۵۰۰، ۰.۹۰۰۰، جدول ۶)، پرتفوی خود را با دارایی‌های اجاره‌ای و زمین متنوع‌سازی کنند تا ریسک نزولی (VaR=57.7258%) کاهش یابد. سرمایه‌گذاری ترکیبی در سهام ساختمانی و بورس در دوره‌های رونق بازده را بهینه می‌کند.

سیاست‌گذاران: با توجه به کاهش ۸۸.۴۵٪ تغییرات خدمات ساختمانی با شوک تولید صنعتی (جدول ۸) و همبستگی ۰.۹۸۱۶ در رکود (جدول ۷)، تسهیلات مالیاتی و تأمین مواد اولیه برای

صنایع تقویت شود. سیاست‌های مداخله ارزی بانک مرکزی و کنترل تورم (با توجه به نوسانات ۳۸.۳۳۳۴٪ در ۲۰۲۶، نمودار ۵) برای کاهش نااطمینانی ضروری است.

تحقیقات آینده با توجه به تفاوت همبستگی‌ها (۰.۹۲۸ در رونق، ۰.۹۲۳ در رکود، جدول ۶ و ۷، مدل‌های شکست ساختاری برای تحلیل رویدادهای خاص (مانند تحریم‌ها) استفاده شوند. این نتایج با مطالعات سوجیان‌تو و همکاران (۲۰۲۴)، نیک‌پی‌پسیان و همکاران (۲۰۲۴)، و یسوندیل و تسیاراس (۲۰۲۱) هم‌راستاست. محدودیت‌ها شامل عدم کنترل رویدادهای خاص (مانند تحریم‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۷) به دلیل کمبود داده و پوشش صرفاً میانگین شهرهای بزرگ برای قیمت زمین و اجاره است.

۷. تقدیر و تشکر

نویسندگان مقاله از داوران گرامی که با ارائه نظرات علمی باعث پیشرفت مقاله شده‌اند، تشکر و قدردانی خود را اعلام می‌دارند.

References

- Antonakakis, N., Gupta, R., & André, C. (2015). Dynamic co-movements between economic policy uncertainty and housing market returns. *The Journal of Real Estate Portfolio Management*, 21(4), 343-365. <https://doi.org/10.1080/10835547.2015.1079023>
- Balounejad Nouri, R. (2022). Investigating the asymmetric relationship between housing prices and the stock market in Iran: Quantile-on-quantile approach. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 15(3), 325-340. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-12-2021-0221>
- Bissoondeed, R. K., & Tsias, L. (2021). Investigating the links between UK house prices and share prices with copulas. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 63(2), 349-376. <https://doi.org/10.1007/s11146-020-09711-9>
- Ernst, E., & Saliba, F. (2018). Are house prices responsible for unemployment persistence? *Open Economies Review*, 29(1), 71-94. <https://doi.org/10.1007/s11079-018-9474-0>

- Fama, E. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2), 383-417. <https://doi.org/10.1111/J.1540-6261.1970.TB00518.X>
- Forys, I., & Tarczynska-Luniewska, M. (2018). Multivariate analysis of the condition of the property development sector: Selected local real estate markets in the European Union. *International Advances in Economic Research*, 24(1), 87-100. <https://doi.org/10.1007/s11294-018-9814-9>
- Habanabakize, T., & Dickason, Z. (2022). Political risk and macroeconomic effect of housing prices in South Africa. *Cogent Economics & Finance*, 10(1). <https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2054525>
- Kim, K. H., & Jang, H. M. (2016). Comparative analysis of the causal relationship between regions of fluctuations in the housing market. *Journal of the Korea Academia Industrial Cooperation Society*, 17(2), 567-573. <https://doi.org/10.5762/KAIS.2016.17.2.567>
- Kim, S.-H., & Kim, J.-J. (2016). An analysis on the influence of the financial market fluctuations on the housing market before and after the global financial crisis. *Journal of the Korea Academia Industrial Cooperation Society*, 17(1), 124-132. <https://doi.org/10.5762/KAIS.2016.17.1.124>
- Kindleberger, C. (1978). Manias, panics, and rationality. *Eastern Economic Journal*, 4(1), 1-23.
- Lin, X. (2023). The limitations of the efficient market hypothesis. *Highlights in Business, Economics and Management*, 20, 12311. <https://doi.org/10.54097/hbem.v20i.12311>
- Lin, Y.-X., Wei, X., & Lee, C.-C. (2018). House price shocks, stock returns, and policy uncertainty: An empirical analysis based on SVAR models. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 55, 173-188. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2018.01.007>
- Liow, K. H., & Webb, J. R. (2008). Nonlinear return dependence in major real estate markets. *Journal of Property Research*, 25(4), 271-289. <https://doi.org/10.1080/09599910802490772>
- Manera, M., McAleer, M., & Grasso, M. (2006). Modelling time-varying conditional correlations in the volatility of Tapis oil spot and forward returns. *Applied Financial Economics*, 16(6), 425-438. <https://doi.org/10.1080/09603100500426465>
- Meshkini, A., Nejati, S., & Alipour, S. (2024). Investigating the government's role in the boom-and-bust cycles of the housing market. *Journal of Infrastructure, Policy and Development*, 8(5). <https://doi.org/10.24294/jipd.v8i5.2248>

- Murphy, A. D. (2008). The microfoundations of housing market dynamics. *Journal of Housing Economics*, 17(2), 85-102. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2008.04.001>
- Nikpey Pesyan, V., Mohammadzadeh, Y., Rezazadeh, A., & Ansari Samani, H. (2024). Spatial analysis of dependency culture resulting from exchange rate fluctuations on herding behavior in Iran's housing market. *International Journal of Housing Markets and Analysis*. <https://doi.org/10.1108/ijhma-09-2024-0137>
- Pandey, R., & Mary Jessica, V. (2021). Evolution of the housing market under the framework of adaptive market hypothesis and martingale difference hypothesis: a case of India. *Property Management*, 39(1), 18-34. <https://doi.org/10.1108/PM-03-2020-0379>
- Rady, S., & Ortalo-Magné, F. (2001). Housing market dynamics. *Research Papers in Economics*. https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2006.383_1.x
- Meen, G., Gibb, K., Mackay, D. F., & Others. (2001). On the interrelationship between housing and industrial construction. *Research Papers in Economics*. RePEc:arz:wpaper:eres2001_232
- Robiyanto, R. (2018). Indonesian stock market's dynamic integration with Asian stock markets and world stock markets. *Jurnal Pengurusan UKM Journal of Management*, 52, 231-243. <https://doi.org/10.17576/PENGURUSAN-2018-52-15>
- Social Science Research Network. (2022). Real Estate and Construction Sector Dynamics Over the Business Cycle. Retrieved from <https://ssrn.com>
- Spiegel, M. (1999). Housing return and construction cycles. *eScholarship*. <https://doi.org/10.1111/1080-8620.00021>
- Spiegel, M. (2001). Housing return and construction cycles. *Real Estate Economics*, 40. <https://doi.org/10.1111/1080-8620.00021>
- Spiegel, M. (2001). Housing return and construction cycles. *Real Estate Economics*, 29(2), 205-225. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.00075>
- Suchacka, G., Wotzka, D., & Mach, Ł. (2024). Analysis of the housing market dynamics using NARX neural network. *Journal of Real Estate Research*. ISBN: 978-3-937436-84-5/978-3-937436-83-8(CD) ISSN 2522-2414
- Sugianto, A., Riyanti, R., & Hakim, L. (2024). The influence of fundamental and macroeconomic factors on stock returns in building construction companies listed on the Indonesian Stock Exchange for the 2018-2022 period. *Journal of World Science*, 3(1). <https://doi.org/10.58344/jws.v3i1.526>
- Suh, M.-K., & Kim, H.-J. (2018). Circulating and casual relationship between housing business cycle and construction business cycle. *Housing Studies*, 33(3), 258-273. <https://doi.org/10.1080/02673037.2018.1451042>

- Taghizadeh-Hesary, F., Stenvall, D., & Ward, F. (2020). Nonlinear tail dependence between the housing and energy markets. *Energy Economics*, 87, 104021. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104021>
- Wang, J. (2024). Dynamic impact of macroeconomic indicators on U.S. housing market: A panel data analysis from 2003 to 2022. *Advances in Economics, Management and Political Sciences*. <https://doi.org/10.54254/2754-1169/2024.1d18184>.
- Naji Meidani, A. A. , Falahi, M. A. and Zabihi, M. (2011). The Dynamic Effect of Macroeconomic Factors on Fluctuations of Housing Price in Iran (1990-2007). *Monetary & Financial Economics*, 17(31), doi: 10.22067/pm.v17i31.27257. <https://doi.org/10.22067/pm.v17i31.27257>.(in persion).
- Mahmoodi, E. , Nasrollahi, Z. and Yavari, K. (2019). The Effect of Housing Market Fluctuations on Macroeconomy: A DSGE Approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 6(2), 239-268. <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/> (in persion).
- Esmailpour, A. , Haghighat, J. and Karimi Tekanlou, Z. (2024). Investigating Macroeconomic Shocks in the Housing Market Using the Self-Explanatory Model of the Generalized Factor Vector. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(101), 191-236. doi: 10.22054/ijer.2025.79201.1274. [in persion].
- Ghaderi, J. and Izady, B. (2016). Studying the Effects of Social and Economic Factors on the Housing Prices in Iran (1972-2013). *Urban Economics*, 1(1), 55-75. doi: 10.22108/ue.2016.22104. (in persion).
- Nemati, M. and Teimouri, I. (2022). Macroeconomic variables impacting housing prices and rents in Iran. *Urban Space and Social Life*, 1(1), 27-41. doi: 10.22034/jprd.2022.14931.(in persion).